DIRECTION GÉNÉRALE DE LA RECHERCHE APPLIQUÉE

Politique stratégique

Notre avenir est-il dicté par nos antécédents? Ressources, transitions et rendement scolaire des enfants au Canada

par
John Freddinott, Lynn Lethbridge et Shelley Phipps

décembre 2002

Document de travail

Développement des ressources humaines Canada
Human Resources Development Canada

Canada

SP-551-12-02F

Notre avenir est-il dicté par nos antécédents? Ressources, transitions et rendement scolaire des enfants au Canada

Rapport final

John Hoddinott, Lynn Lethbridge et Shelley Phipps
Université Dalhousie
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

décembre 2002

SP-551-12-02F
(also available in English)

Les opinions exprimées dans les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.

La série des documents de travail comprend des études analytiques et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches primaires, soit empiriques ou originales et parfois conceptuelles, généralement menées dans le cadre d'un programme de recherche plus vaste ou de plus longue durée. Les lecteurs de cette série sont encouragés à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.

■

Le présent document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi.
This document is a translation from English. Although the French version has been carefully prepared, the original document should be taken as correct.

La version anglaise de ce document est disponible sous le titre
"Is History Destiny? Resources, Transitions and Child Education Attainments in Canada."
This paper is available in English under the title
"Is History Destiny? Resources, Transitions and Child Education Attainments in Canada."

■

Papier
ISBN : 0-662-89302-6
No de cat. : RH63-1/551-12-02F

Internet
ISBN : 0-662-89303-4
No de cat. : RH63-1/551-12-02F-IN

■

Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Développement des ressources humaines Canada
Centre des publications
140, Promenade du Portage, Phase IV, niveau 0
Hull (Québec) Canada
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Human Resources Development Canada
Publications Centre
140 Promenade du Portage, Phase IV, Level 0
Hull, Quebec, Canada
K1A 0J9

Facsimile: (819) 953-7260
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra

103-06873/

Table des matières

Résumé i

1. Introduction 1

2. Analyse documentaire 3

2.1 Survol de la théorie 3

2.2 Les ressources et le statut socio-économique du ménage comme déterminants du rendement de l'enfant 4

2.3 L'incidence des transitions sur le rendement des enfants 7

2.4 Périodes cruciales du développement de l'enfant 9

3. Aperçu de la stratégie empirique 11

4. Résultats descriptifs 15

4.1 La « cohorte des bébés » 15

4.2 Les « enfants d'âge préscolaire » 18

4.3 La « cohorte intermédiaire » 20

4.4 La « cohorte la plus âgée » 22

5. Analyse multivariée de l'incidence à long terme des ressources du ménage sur le rendement 25

6. Analyse multivariée de l'importance des transitions dans le rendement de l'enfant 35

7. Incidence des premiers résultats sur le rendement ultérieur 41

8. Conclusion 55

Annexe A 57

Bibliographie 67

Liste des tableaux

Tableau 1 Statistiques descriptives 26
Tableau 2 Certains déterminants du rendement des enfants par cohorte, estimations par les moindres carrés pondérés 29
Tableau 3 Simulation de l'incidence de changements des ressources du ménage sur le rendement de l'enfant 32
Tableau 4 Certains déterminants du rendement des enfants par cohorte, estimations par les moindres carrés pondérés — Spécifications comprenant toutes les variables liées aux chocs 37
Tableau 5 Score à l'EVIP — Enfants de 4 à 6 ans 42
Tableau 6a Score en mathématiques — Enfants de 8 et 9 ans 43
Tableau 6b Score en lecture — Enfants de 8 et 9 ans 44
Tableau 6c Score en mathématiques — Enfants de 11 et 13 ans 45
Tableau 6d Score en lecture — Enfants de 11 et 13 ans 46
Tableau 6e Score en mathématiques – Enfants de 15 ans 47
Tableau 6f Score en lecture – Enfants de 15 ans 48
Tableau 7 Simulation de l'incidence de changements du rendement antérieur (différence en pourcentage par rapport au cas de base) 51
Tableau A1 Érosion de l'échantillon entre les cycles 1 et 3, selon la province 59
Tableau A2 Province de résidence des enfants n'ayant participé qu'au cycle 1 et des enfants ayant participé aux cycles 1 et 3 61
Tableau A3 Caractéristiques du ménage mesurées au cycle 1, pour les enfants n'ayant participé qu'au cycle 1 et pour les enfants ayant participé aux cycles 1 et 3 62
Tableau A4 Caractéristiques de l'enfant mesurées au cycle 1, pour les enfants n'ayant participé qu'au cycle 1 et pour les enfants ayant participé aux cycles 1 et 3 63
Tableau A5 Certains résultats des probits quant à la probabilité d'érosion 65

Liste des figures

Figure 1 Poids insuffisant à la naissance (cycle 1) et score à l'EVIP (cycle 3) — Enfants de 0 à 2 ans au cycle 1 16

Figure 2 Quintiles inférieur et supérieur de poids à la naissance et quintile de l'EVIP (cycle 3) — Enfants de 0 à 2 ans au cycle 1 16

Figure 3 Enfants ayant une limitation d'activités (cycle 1), score à l'EVIP (cycle 3) — Enfants de 0 à 2 ans au cycle 1 17

Figure 4 Enfants allaités (cycle 1) et score à l'EVIP (cycle 3) — Enfants de 0 à 2 ans au cycle 1 18

Figure 5 Quintile des scores à l'EVIP (cycle 1) et score en mathématiques (cycle 3) — Enfants de 4 et 5 ans au cycle 1 19

Figure 6 Quintile des scores à l'EVIP (cycle 1) et score en lecture (cycle 3) — Enfants de 4 et 5 ans au cycle 1 20

Figure 7 Quartiles supérieur et inférieur des scores en mathématiques (cycle 1) et quartile des scores en mathématiques (cycle 3) — Enfants de 7 et 9 ans au cycle 1 21

Figure 8 Quartiles supérieur et inférieur des scores en mathématiques (cycle 1) et quartile des scores en lecture (cycle 3) — Enfants de 7 et 9 ans au cycle 1 22

Figure 9 Quartiles supérieurs (2) et inférieur des scores en mathématiques (cycle 1) et quartile des scores en mathématiques (cycle 3) — Enfants âgés de 11 ans au cycle 1 23

Figure 10 Quartiles supérieurs (2) et inférieur des scores en mathématiques (cycle 1) et quartile des scores en lecture (cycle 3) — Enfants de 11 ans au cycle 1 24

Figure 11 Différence en pourcentage du rendement, enfants vivant dans des ménages pauvres et dont la PCM est jeune et peu instruite 33

Figure 12 Différence en pourcentage du rendement, enfants vivant dans des ménages plus aisés et dont la PCM est plus âgée et plus instruite 33

Figure 13 Différence de rendement en pourcentage à la suite d'une augmentation de 15 % du rendement affiché au cycle 2 52

Résumé

Ce document traite de trois questions interreliées, à savoir si le contexte, les structures de possibilités et les niveaux de ressources ont des conséquences à long terme sur le rendement et les comportements futurs de l'enfant, si les chocs ou les transitions modifient la trajectoire de ces résultats de façon positive ou négative et quel rôle les interventions stratégiques peuvent jouer dans l'amélioration de ces résultats. Ce faisant, le document aborde le lien entre le passé de l'enfant et ce qu'il devient par la suite; autrement dit, la question de savoir si son avenir est dicté par ses antécédents?

Nous utilisons les données de trois cycles de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, recueillies en 1994, en 1996 et en 1998 et analysons le développement d'enfants de quatre cohortes : les bébés (âgés de 0 à 2 ans en 1994, donc de 4 à 6 ans en 1998); les enfants d'âge préscolaire (âgés de 4 et 5 ans en 1994); les enfants d'âge intermédiaire (âgés de 7 ou 9 ans en 1994) et les enfants les plus âgés (âgés de 11 ans en 1994, donc de 15 ans en 1998). Nous nous attardons principalement ici aux résultats de l'enfant dans le domaine cognitif, soit la maturité scolaire, mesurée selon l'échelle de vocabulaire en images Peabody (EVIP), ainsi qu'à son rendement scolaire, mesuré au moyen de tests en mathématiques et en lecture. Les données préliminaires issues de notre analyse descriptive révèlent que le rendement des enfants a tendance à se maintenir de façon considérable au fil du temps. Par exemple, nous montrons que les enfants dont le poids à la naissance était insuffisant, selon les données recueillies en 1994, sont deux fois plus susceptibles d'obtenir à l'EVIP des scores se situant dans le quintile inférieur quatre ans plus tard; 39 % des enfants qui ont obtenu de faibles scores à l'EVIP à l'âge de 4 ou 5 ans affichent quatre ans plus tard des scores en lecture les situant dans les derniers 20 %.

Nous examinons ensuite au moyen d'un cadre multivarié le lien entre les ressources du ménage et les résultats cognitifs à long terme des enfants. Plus précisément, nous estimons le lien entre les caractéristiques de l'enfant, de la mère et du ménage en 1994 et le rendement de l'enfant en 1998; nous complétons l'analyse en ajoutant le rendement de l'enfant en 1994 en tant que prédicteur de son rendement en 1998; enfin, nous examinons les répercussions de transitions importantes telles que le développement d'une limitation d'activités chez l'enfant, l'arrivée ou la perte d'un frère ou d'une sœur ou d'un demi-frère ou d'une demi-sœur, un changement d'école ou de gardienne, le mariage, le divorce et les mouvements du ménage vers une situation de pauvreté ou hors de celle-ci.

Nos résultats indiquent que les caractéristiques de la mère ont des liens considérables avec le rendement à long terme de l'enfant. Le niveau de scolarité de la mère est un facteur particulièrement important. Le revenu du ménage de 1994 présente également des liens systématiques, bien que l'ampleur de cet effet soit faible. Soulignons toutefois que l'effet cumulatif de groupes de caractéristiques du ménage souvent présentes de façon simultanée est important. Par exemple, un enfant « défavorisé », c'est-à-dire un enfant dont la mère est jeune et n'a pas terminé ses études secondaires et vivant dans un ménage dont le revenu se situe au 25^{e} percentile en 1994, obtient au test de mathématiques en 1998 un score de 13 % à 22 % inférieur à celui d'un enfant avantagé, c'est-à-dire un enfant dont la mère est plus âgée

et détient un diplôme universitaire et vivant dans un ménage dont le revenu se situe au 75^{e} percentile en 1998. Par contre, mis à part la présence d'une limitation d'activités, les caractéristiques observables liées à l'enfant et au quartier, ainsi que les autres caractéristiques parentales — y compris l'état matrimonial — ont peu d'incidence systématique sur le rendement de l'enfant. Étonnamment, aucune des transitions observées n'a d'effet important sur ses résultats.

Enfin, l'analyse multivariée révèle clairement elle aussi un maintien du rendement de l'enfant au fil du temps, même lorsque l'on intègre les caractéristiques de l'enfant, des parents et du ménage et utilise des techniques d'estimation tenant compte de la possibilité d'endogénéité (ou d'une causalité inverse). Ainsi, le rendement antérieur de l'enfant a un lien statistiquement significatif avec ses résultats ultérieurs et, dans bien des cas, ce lien est très important. Ces constatations signifient qu'un désavantage au départ peut se solder par des problèmes croissants chez l'enfant par la suite.

Sur le plan des politiques, ces constatations montrent qu'il importe d'orienter les ressources financières vers les familles ayant de jeunes enfants (ce qui comprendrait des mesures pour aider les parents à poursuivre leurs études). Compte tenu des éléments de données probants à l'appui de la persistance des résultats scolaires des enfants, il semble particulièrement important de faire tout ce qui est possible pour mettre très tôt les enfants sur une trajectoire développementale optimale. Il serait également bon de repérer les enfants « à risque » (p. ex., ceux qui obtiennent de faibles scores à l'EVIP lorsqu'ils entrent à l'école) et d'offrir des mesures de redressement pour ces enfants le plus tôt possible.

1. Introduction

L'amélioration du bien-être des enfants est une question importante sur le plan des politiques canadiennes. En 1989, tous les partis ont adopté à l'unanimité une motion visant l'élimination de la pauvreté chez les enfants avant l'an 2000. Bien que cet objectif n'ait pas été atteint, ni au niveau fédéral ni au niveau provincial, on trouve maintenant un éventail d'initiatives et de programmes conçus pour améliorer les perspectives d'avenir des enfants canadiens. La conception et la mise en œuvre de ces mesures d'intervention reposent sur des analyses transversales de la relation entre les avantages et désavantages *actuels* et le rendement *actuel* de l'enfant.

Ce document traite de trois questions interreliées, à savoir si le contexte, les structures de possibilités et les niveaux de ressources ont des conséquences à long terme sur le rendement et les comportements futurs de l'enfant, si les chocs ou les transitions modifient la trajectoire de ces résultats de façon positive ou négative et quel rôle les interventions stratégiques jouent et peuvent jouer dans l'amélioration de ces résultats. Ce faisant, le document aborde le lien entre le passé de l'enfant et ce qu'il devient par la suite; autrement dit, la question de savoir si son avenir est dicté par ses antécédents?

Nous nous attardons aux déterminants de la maturité scolaire et aux résultats scolaires ultérieurs. En nous fondant sur les ouvrages passés en revue au chapitre 2, nous mettons l'accent sur le rôle des ressources du ménage et des transitions, en tenant compte du contexte dans lequel vit l'enfant.

2. Analyse documentaire

Le domaine social, celui de la santé physique et affective, le langage et la communication et les aptitudes cognitives et l'apprentissage représentent diverses sphères de résultats des enfants. Ces résultats peuvent être considérés comme la conséquence des contextes dans lesquels se trouve l'enfant, soit les ressources — famille, collectivité et société — dont il dispose, les structures de possibilités qui s'ouvrent à lui ou disparaissent au fil du temps et les transitions importantes propres à l'enfant (entrée à l'école, puberté) ou au ménage (divorce, perte d'emploi). Dans cette section-ci, nous passons en revue certains des écrits qui traitent des éléments de ce cadre afin de définir les résultats et les prédicteurs inclus dans notre analyse.

2.1 Survol de la théorie

Le modèle des déterminants du bien-être des enfants qui fait le plus autorité chez les économistes est axé sur la façon dont les choix des parents influent sur les résultats des enfants (Becker et Tomes, 1986). Par exemple, les parents déterminent le niveau des ressources économiques dont ils disposent en décidant combien de temps ils vont consacrer à un travail rémunéré (ayant déjà auparavant décidé du niveau de scolarité à atteindre, un déterminant de leur taux de rémunération). Ils décident ensuite de la manière dont ces ressources économiques vont être utilisées — pour les biens et services destinés aux adultes, pour la constitution d'un avoir ou pour l'investissement dans les enfants, c'est-à-dire les dépenses touchant leurs aptitudes, leur santé, leur apprentissage, leur motivation, leur formation et de nombreuses autres caractéristiques (Becker et Tomes, 1986, p. S5). L'une des principales choses que l'on peut prédire à partir de cette approche est que plus la famille a de ressources à investir dans ses enfants, mieux les enfants s'en tirent.

Des travaux plus récents, de même que des examens de ces écrits, proposent deux importantes modifications à cette approche. Behrman (1997) souligne que l'investissement que font les parents dans leurs enfants peut viser à « renforcer » ou à « compenser ». Par exemple, un parent peut faire la lecture à l'enfant parce que ce dernier aime qu'on lui fasse la lecture. Il se peut aussi qu'un parent qui s'inquiète de la capacité de son enfant dans ce domaine passe plus de temps à lui faire la lecture. Dans le premier cas, les associations entre le comportement parental (faire la lecture à l'enfant) et la capacité de l'enfant en lecture peuvent exagérer le lien « réel » parce qu'elles combinent l'intérêt inné de l'enfant avec le comportement du parent. Dans le deuxième, les associations entre le comportement parental et le résultat peuvent minimiser le lien « réel » puisqu'elles ne tiennent pas compte de la relation inverse entre les actions du parent et certaines caractéristiques (peut-être non observables) de l'enfant.

Dans leur examen, Haveman et Wolfe (1995) font valoir que le cadre économique de base décrit ci-dessus représente l'un des trois facteurs ayant un effet sur le bien-être des enfants. Ces trois facteurs sont les suivants : 1) les choix que fait la société et qui détermineront les possibilités offertes aux enfants et à leurs parents — ce que Haveman et

Wolfe appellent « l'investissement social » et qui recoupe en partie la notion de contextes, ressources et structures de possibilités hors du ménage de DRHC; 2) les choix faits par les parents en ce qui concerne la qualité et la quantité des ressources consacrées aux enfants — « l'investissement parental »; 3) les choix faits par les enfants eux-mêmes. Ce dernier élément est considéré plus important pour les enfants plus âgés.

Les chercheurs dans d'autres domaines proposent d'autres théories. La « perspective de la socialisation ou du modèle à émuler » met en relief la grande influence des parents, des frères et sœurs et des pairs sur le développement des aspirations, des valeurs et du comportement des enfants (Seltzer, 1994; Jencks et Mayer, 1990). L'approche des « systèmes écologiques », privilégiée par de nombreux psychologues du domaine du développement, veut que le développement se poursuive durant toute la vie et que le moment où un événement important se produit et le contexte qui l'entoure (p. ex., le divorce des parents) modifient l'incidence de l'événement en question sur l'enfant (p. ex., Bronfenbrenner, 1989). On trouve aussi les perspectives axées sur la théorie du stress et la stratégie d'adaptation, selon lesquelles un événement stressant (p. ex., le divorce des parents) peut faire dévier un enfant de sa trajectoire équilibrée de développement, bien qu'il soit possible d'en atténuer l'incidence selon les capacités d'adaptation des parents (p. ex., McCubbin et al., 1980). Comme Haveman et Wolfe l'affirment, ces perspectives psychologiques et sociologiques mettent l'accent sur les facteurs environnementaux et culturels plutôt que sur les caractéristiques et choix individuels auxquels s'attachent les économistes.

2.2 Les ressources et le statut socio-économique du ménage comme déterminants du rendement de l'enfant

Des recherches antérieures menées au moyen des données de l'ELNEJ ont révélé que les enfants provenant de familles à faible revenu obtiennent en général de moins bons résultats que les autres (p. ex., Curtis et Phipps, 2000; Kohen, Hertzman et Brooks-Gunn, 1998; Ross, Roberts et Scott, 2000; Ryan et Adams, 1998). Par exemple, Ross, Roberts et Scott (2000) (également Ross et Roberts, 1999) démontrent, à partir des données du cycle de l'ELNEJ de 1994-1995, que « plus du tiers des enfants de familles à faible revenu manifestent un retard en matière de développement du vocabulaire comparativement à seulement huit pour cent des enfants de familles à revenu élevé ». Ryan et Adams (1998) concluent que « le statut socio-économique (SSE) a une influence vaste et profonde sur les résultats scolaires des enfants. » Qui plus est, cette constatation voulant que les enfants de familles à faible revenu obtiennent de moins bons résultats que les autres semble s'appliquer également à d'autres pays (Phipps, 1999b et 2002; McLanahan et Sandefur, 1994; Duncan et Brooks-Gunn, 1997). Il subsiste toutefois un débat considérable quant à *l'ampleur*, donc l'importance stratégique, de la relation entre le statut socio-économique et les résultats des enfants. Certaines études menées récemment au Canada et portant sur le lien entre la situation de pauvreté ou le revenu actuel du ménage et le bien-être de l'enfant n'ont permis de constater qu'un lien plutôt faible ou statistiquement non significatif (par exemple, Curtis et al., 2001; Dooley et al., 1998a, b).

Les constatations indiquant une relation faible ou nulle entre les ressources, telles que le revenu du ménage, et les résultats obtenus par les enfants pourraient découler de l'emploi dans les analyses du revenu actuel (occasionné par l'utilisation d'un seul ensemble de données transversales), qui pourrait être un indicateur bruyant des ressources à long terme, soit le revenu permanent, du ménage. Certains chercheurs américains soutiennent que le revenu permanent pourrait constituer une meilleure mesure des ressources économiques dans le contexte de l'étude du rôle du revenu en tant que déterminant du bien-être des enfants (plus particulièrement, Blau, 1999; Korenman et al., 1995; Mayer, 1997). La principale source de données pour ces études est le *National Longitudinal Survey of Youth's (NLSY) Mother and Child Supplement*, qui suit le revenu des familles sur une longue période. À ce stade-ci, bien que l'on s'entende sur le fait que le revenu permanent soit plus important que le revenu actuel, il n'y a toujours pas de consensus sur l'ampleur de son incidence.

Blau (1999) ne relève que des effets légers. Il maintient que les effets du revenu sont tellement faibles que les transferts aux familles pauvres auraient probablement très peu d'incidence sur le développement des enfants. Selon lui, les politiques touchant le revenu familial auront très peu d'effets directs sur le développement des enfants, à moins qu'elles n'apportent des changements importants et permanents du revenu (p. 261). Selon Korenman et al. (1995), l'évolution de la pauvreté à long terme aurait une incidence de modérée à importante sur le développement cognitif des enfants. Mayer (1997) passe en revue les travaux existants et utilise plusieurs méthodologies et séries de données américaines pour conclure que l'incidence des hausses du revenu des parents sur les résultats obtenus par les enfants, toutes autres choses étant égales, est loin d'être aussi importante que ne l'imaginent de nombreux adeptes du libéralisme politique, sans pour autant être nulle comme semblent le croire de nombreux adeptes du conservatisme politique (p. 143). Elle ajoute que, même si le revenu a peu d'incidence sur un résultat donné, il semble affecter la plupart des résultats dans une certaine mesure, de sorte qu'une hausse de revenu pourrait avoir une incidence *cumulative* substantielle.

Peu d'études canadiennes abordent les liens entre les résultats des enfants et les mesures à long terme du statut économique de la famille. Nous disposons jusqu'ici de deux ensembles de données longitudinales pour examiner le lien qui existe au Canada entre l'état de santé et le bien-être des enfants et la situation socio-économique de leur famille. Les conclusions tirées de l'Étude sur la santé des enfants de l'Ontario (ESEO) menée en 1983 et en 1987 dénotent un lien généralement significatif entre le revenu faible ou la pauvreté et les troubles psychiatriques (Offord, Boyle et Jones, 1987), le fonctionnement en société et à l'école (Lipman et Offord, 1997) et les problèmes de santé physique chroniques (Cadman et al., 1986a) chez les enfants. D'après les études fondées sur les données longitudinales de l'ESEO, la corrélation entre l'état de santé d'un enfant et le niveau de revenu de sa famille est très faible (Lipman et Offord, 1997, et Lipman, Offord et Boyle, 1994). Les études qui trouvent un lien significatif entre le revenu et l'état de santé des enfants ont tendance à limiter l'utilisation des autres variables explicatives.

Curtis et al. (2001) examinent la relation entre la faiblesse du revenu actuel et la faiblesse du revenu moyen en se fondant sur l'ESEO. Ils étudient la présence de problèmes affectifs, cognitifs et de santé ainsi qu'un score global pour la qualité de vie lié à l'indice

de l'état de santé (Health Utilities Index Mark 2 ou HUI2). Comme dans l'étude Koreman, les enfants issus de familles à faible revenu avaient beaucoup plus de problèmes que les autres. En ce qui concerne les problèmes cognitifs, ils étaient associés à la faiblesse du revenu actuel et du revenu moyen, mais l'effet était plus marqué dans le cas du revenu moyen. Curtis et al. (2001) concluent que les résultats pour les enfants sont liés de plus près à la faiblesse du revenu moyen qu'à la faiblesse du revenu actuel. Mais, contrairement aux résultats tirés de la NLSY, ils constatent que le revenu a une incidence très importante sur certains résultats.

Curtis et Phipps (2000) réexaminent le lien entre les ressources économiques et la santé et la réussite scolaire des enfants au moyen des données du deuxième cycle de l'ELNEJ. Cette façon de procéder leur permet de ne pas tenir compte simplement de la situation de pauvreté ou du revenu *actuel* pour mesurer les ressources économiques à la disposition de l'enfant. Les auteurs soutiennent en outre qu'il est possible que les répercussions des ressources économiques ne se manifestent que plus tard, c'est-à-dire que le revenu de l'année précédente pourrait être plus important que le revenu actuel. Enfin, il est également possible que la durée d'une situation de faible revenu entre en jeu. Curtis et Phipps examinent ces hypothèses et concluent que, en ce qui concerne la réussite scolaire, la pauvreté à long terme et le revenu moyen sur les deux périodes sont clairement les facteurs les plus importants. Les économistes maintiennent également que les stocks de richesses et les flux de revenus sont un élément crucial des ressources économiques dont dispose une famille. Bien que l'ELNEJ ne permette pas de recueillir des renseignements directs sur les biens d'une famille, une approximation pour la propriété de l'habitation et pour l'état du logement familial sont incluses. Enfin, la pensée économique traditionnelle laisse supposer que, à revenu égal, les familles qui disposent de plus de temps s'en sortent mieux que celles qui en ont moins. Lorsque nous tenons compte du logement et du temps que les parents consacrent hebdomadairement à leurs enfants, nous constatons que les enfants qui habitent dans un logement occupé par son propriétaire obtiennent de meilleurs résultats que les autres; les enfants qui habitent dans un logement nécessitant des réparations majeures obtiennent de moins bons résultats. Cette constatation montre une autre façon dont les ressources économiques peuvent influer sur les résultats des enfants. À revenu égal, lorsque les parents consacrent hebdomadairement plus d'heures à leurs enfants, la réussite scolaire de ceux-ci s'accroît considérablement.

À l'issue d'une étude préliminaire reposant sur les données du troisième cycle de l'ELNEJ, Dooley, Lipman et Offord (2001) ne relèvent encore que de faibles liens entre les indicateurs liés à la santé affective et au comportement de l'enfant et les mesures moyennes du revenu familial sur trois périodes, mais des liens quelque peu plus importants entre ces mesures à plus long terme du revenu familial et les résultats de l'enfant sur le plan cognitif (scores des tests de mathématiques et de lecture des données du deuxième cycle). Tout comme Mayer (1997), ils examinent l'hypothèse voulant que les familles disposant d'un revenu plus élevé soient peut-être mieux en mesure d'effectuer des dépenses qui comportent des avantages pour l'enfant (plus particulièrement, jusqu'ici, pour des activités de loisirs, des sports, des clubs et des cours). Bien qu'il existe des liens étroits entre la participation des enfants à des activités de loisirs et le revenu familial, les premiers travaux de ces chercheurs laissent supposer que les liens entre la participation à

des loisirs et certains autres résultats obtenus par les enfants sont relativement faibles. Ainsi, on conclut de façon préliminaire qu'un plus grand investissement dans des activités de loisirs ne constitue pas un moyen particulièrement important par lequel le revenu peut influer sur les résultats cognitifs de l'enfant.

En résumé, on s'entend pour dire que les enfants dont le statut socio-économique est moins élevé obtiennent de moins bons résultats, plus particulièrement du côté du développement cognitif ou du rendement scolaire. Il n'y a cependant pas de consensus quant à l'ampleur des liens. On convient également qu'il existe des liens plus importants entre les mesures à long terme du statut socio-économique de la famille et le rendement des enfants.

2.3 L'incidence des transitions sur le rendement des enfants

Dans leurs travaux fondés sur des microdonnées longitudinales tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1993 et 1994, Picot, Zyblock et Pyper (1999) démontrent qu'il n'est pas improbable que les enfants vivent des changements, parfois marqués, du revenu familial. Ces auteurs concluent que les modifications de la composition de la famille (p. ex., le divorce, la séparation ou le remariage des parents) ont la plus forte incidence sur la probabilité qu'un enfant entre dans une situation de pauvreté ou en sorte. Si un changement de situation sur le marché du travail (p. ex., l'obtention ou la perte d'un emploi) n'a pas un lien aussi prononcé avec ces mouvements, ce type de changement est toutefois beaucoup plus courant. Phipps (1999a) montre que les jeunes enfants sont plus susceptibles que tout autre groupe d'âge de vivre dans un ménage dont le chef est sans emploi. Picot et al. (1999) concluent que les changements de composition de la famille et de situation sur le marché du travail jouent un rôle à peu près égal pour ce qui est des mouvements des enfants vers la situation de pauvreté et hors de celle-ci au Canada.

Peu d'études canadiennes traitent des conséquences des transitions ou des « chocs » dans le statut socio-économique de la famille sur le rendement scolaire des enfants. Kohen et al. (2000) font exception. Ils utilisent des données du deuxième cycle de l'ELNEJ et des techniques de modélisation par équation structurelle pour étudier les conséquences du chômage ou d'une baisse du revenu familial (de 25 % ou plus) sur les scores actuels des enfants d'âge préscolaire à l'EVIP. Kohen et al. soutiennent que le chômage peut entraîner des difficultés financières et de nombreuses formes de stress au sein du ménage (p. ex., stress, problèmes de santé ou de dépression chez les parents, problèmes conjugaux), tous des éléments qui peuvent mener à de moins bons résultats chez les enfants. Les auteurs présentent des données descriptives selon lesquelles les scores à l'EVIP des enfants de familles à deux soutiens sont de 12 points supérieurs (4/5 d'un écart-type) à ceux des enfants vivant dans une famille dont ni l'un ni l'autre des parents n'a d'emploi rémunéré. Ce profil continue de tenir dans une analyse multivariée — c'est-à-dire que les enfants dont les deux parents sont au chômage (ou les enfants vivant dans une famille monoparentale dont le parent est sans emploi) ou les enfants qui vivent une baisse considérable du revenu familial ont de moins bons scores à l'EVIP que les autres. Les effets du chômage chez les parents sont quelque peu atténués, bien qu'ils

demeurent importants, par la santé mentale de la mère, le fonctionnement de la famille et, plus particulièrement, les pratiques parentales positives.

Utilisant des données des États-Unis, Duncan et al. (1994) estiment un modèle de « changement » pour tenir compte du problème possible d'une hétérogénéité non observée (c.-à-d. la possibilité qu'un facteur non observable tel que l'intelligence, le dynamisme ou la motivation soit corrélé avec les résultats de l'enfant et le revenu familial). Plus particulièrement, ils constatent que le changement de la mesure du QI entre les âges de 3 ans et de 5 ans a un lien très statistiquement significatif avec le changement du revenu des parents sur la même période. Il reste cependant un problème avec cette méthodologie, à savoir que le facteur ayant *causé* le changement de revenu pourrait également avoir causé le changement développemental. Mayer (1997) vérifie la possibilité d'un biais occasionné par les variables omises en incluant des mesures du revenu des parents *après* que le résultat en question ait été mesuré (soutenant ainsi que le résultat ne peut être attribuable au revenu). Elle constate que l'incidence estimative du revenu est beaucoup plus faible dans ce cas. L'un des problèmes qui se posent est que les familles prévoient parfois leur revenu futur et adaptent leurs habitudes de consommation en conséquence (p. ex., les personnes qui sont sur le point de terminer des études en médecine).

Une autre façon de régler le problème de l'hétérogénéité non observée consiste à utiliser les différences entre frères et sœurs, approche qu'ont employée Duncan et al., 1998, en utilisant des données de la PSID. Encore une fois, les résultats laissent supposer que le revenu familial joue un rôle particulièrement important dans les résultats cognitifs; que c'est pendant les premières années qu'il est le plus important; et que le lien entre le revenu et les résultats des enfants n'est pas linéaire, le revenu étant le plus important chez les enfants des familles dont le revenu est le plus faible (voir également Smith et al., 1997).

Il convient de souligner que, comme mentionné plus tôt, les perspectives axées sur les « stratégies d'adaptation » et la « théorie du stress » laissent penser que les circonstances négatives ou les faiblesses peuvent être atténuées si les parents ou les enfants ont des stratégies d'adaptation saines qui les aident à se protéger contre les coups durs. Outre l'étude menée par Kohen et al. (2000) mentionnée plus haut, qui met l'accent sur la santé mentale de la mère, le fonctionnement de la famille et les pratiques parentales positives comme facteurs médiateurs dans les cas de chocs économiques négatifs, certains autres travaux transversaux sont utiles pour repérer les variables pouvant contribuer à favoriser la résilience chez les enfants particulièrement vulnérables. Jenkins et Keating (1998) font ressortir le rôle des liens étroits, surtout avec des adultes autres que les parents, ainsi qu'avec les frères et sœurs et les pairs, pour ce qui est d'aider les enfants à composer avec des circonstances particulièrement stressantes. Ross, Roberts et Scott (1998) soulignent eux aussi le rôle médiateur des pratiques parentales, dans ce cas-ci pour les enfants de familles monoparentales. Landy et Tam (1998) mettent également l'accent sur les pratiques parentales et le soutien social comme facteurs aidant les enfants à faire face à des situations présentant de multiples risques.

2.4 Périodes cruciales du développement de l'enfant

Bien que les économistes se soient moins intéressés à la notion selon laquelle l'incidence d'un événement négatif vécu par un enfant peut varier selon *le moment* où se produit cet événement au cours de la vie de l'enfant (voir cependant Danziger et Waldfogel, 2000), les chercheurs dans d'autres disciplines soutiennent que cet élément est très important (Duncan et al., 1998). On met beaucoup l'accent sur ce qui se produit pendant les « premières années » du développement tant parce que cela a un effet sur les cheminements biologiques que parce que le développement est un processus cumulatif, ce qui veut dire que les résultats ou le rendement à un âge donné peuvent avoir d'importantes conséquences sur les possibilités et les capacités futures (p. ex., Hertzman, 2000; Mustard, McCain et Bertrand, 2000).

En ce qui concerne l'importance des « périodes cruciales », Duncan et Brooks-Gunn (1997), faisant état des résultats d'une analyse coordonnée menée par 12 groupes de chercheurs travaillant avec 10 ensembles de données différents sur le développement, dont la plupart offraient des mesures longitudinales du revenu familial ainsi que des mesures du rendement des enfants à différents moments de leur vie, concluent que les circonstances économiques semblent jouer un rôle beaucoup plus important pendant la petite enfance et la phase intermédiaire de l'enfance que pendant l'adolescence pour ce qui est de façonner les capacités et le rendement. Cette conclusion fait ressortir la nécessité d'analyser les déterminants du rendement pour des groupes d'âge distincts.

3. Aperçu de la stratégie empirique

Comme nous l'avons mentionné dans l'introduction, ce document traite de trois questions interreliées, à savoir si les structures de possibilités, les niveaux de ressources et le contexte ont des conséquences à long terme sur le rendement et les comportements ultérieurs de l'enfant, si les chocs ou les transitions modifient la trajectoire de ces résultats de façon positive ou négative et quel rôle les interventions stratégiques jouent et peuvent jouer dans l'amélioration de ce rendement. Dans cette section-ci, nous présentons des détails supplémentaires au sujet des ensembles de données utilisés, soit les données des cycles 1, 2 et 3 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). Nous expliquons ensuite de quelle façon nous abordons les questions de recherche mentionnées précédemment en tirant parti de deux caractéristiques de l'ELNEJ, soit son caractère longitudinal et l'existence de cohortes d'enfants pour lesquels différents genres de renseignements sont disponibles.

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) est une enquête permanente conçue pour permettre l'analyse du développement et du bien-être des enfants canadiens. Jusqu'ici, des données ont été recueillies pour trois cycles d'enquête menés en 1994, en 1996 et en 1998; on prévoit continuer de mener des entrevues tous les deux ans jusqu'à ce que les enfants aient atteint l'âge de 25 ans. Outre le fichier de données longitudinales, des données transversales sont disponibles pour chaque année d'enquête, ce qui permet d'obtenir des résultats représentatifs à l'échelle nationale avec l'utilisation de poids d'échantillonnage. En 1994, l'échantillon était composé d'enfants de 0 à 11 ans; en 1996, d'enfants de 0 à 13 ans; en 1998, d'enfants de 0 à 15 ans. D'autres enfants sont ajoutés au fichier transversal pour chaque année d'enquête afin de maintenir le caractère représentatif des échantillons à l'échelle nationale et provinciale.

L'échantillon de départ de l'ELNEJ a été tiré de l'Enquête sur la population active (une enquête mensuelle de Statistique Canada visant à produire des données sur la population active). L'enquête repose sur un échantillon probabiliste à plusieurs degrés dans lequel chaque province constitue un échantillon indépendant. Par un procédé de stratification, les villes, petits centres urbains et régions rurales sont répartis en groupes de logements à partir desquels certains ménages sont interrogés. Des ménages comptant des enfants ont pu être sélectionnés pour l'ELNEJ à partir de l'échantillon de l'EPA. Soulignons que l'EPA ne comprend pas les personnes qui vivent en établissement ou dans les réserves indiennes. Au cycle 1, 22 831 enfants ont été interviewés, dont environ 5 000 provenaient de ménages participant à l'Enquête nationale sur la santé de la population. Ces enfants n'ont pu être inclus dans le deuxième cycle en raison de restrictions budgétaires. Au cycle 1, on a interviewé jusqu'à quatre enfants par ménage; cependant, au cycle 2, seulement deux enfants par ménage étaient interviewés (dans le cas des ménages comptant plus de deux enfants, les participants étaient choisis au hasard). Ces changements ont, eux aussi, été entraînés par des restrictions budgétaires. Toutefois, il y a eu une forte augmentation du nombre d'enfants de 0 à 5 ans participant aux entrevues, ce qui a mené à un échantillon total de 20 025 enfants au cycle 2. Pour le cycle 3, on n'a pas ajouté de frères ou sœurs des enfants qui avaient participé à l'enquête (comme on l'avait fait au cycle 2), mais de nouveaux enfants sélectionnés parmi les

ménages participant à l'Enquête sur la population active et à partir des registres des naissances ont fait passer la taille de l'échantillon à 31 194 enfants de 0 à 15 ans.

La majorité des renseignements utilisés dans nos analyses ont été recueillis dans le cadre d'une entrevue personnelle avec la « personne connaissant le mieux l'enfant » (PCM), de façon générale, la mère de l'enfant. En fait, la mère est la PCM pour plus de 90 % des enfants visés par l'enquête. Nous utilisons également les résultats de tests effectués par les enfants.

Notre recherche porte sur quatre cohortes. À noter que pour chacune, l'ELNEJ offre des « antécédents » détaillés (c.-à-d. de l'information sur les familles, les quartiers et les écoles), recueillis au premier cycle, ainsi que des indicateurs du rendement en 1994 :

- Les enfants qui étaient âgés de 0 à 2 ans au cycle 1, soit la « cohorte des bébés ». Dans ce cas, on dispose de renseignements détaillés sur, par exemple, le poids à la naissance, les problèmes de santé chroniques et l'allaitement. Ces enfants, les plus jeunes, étaient âgés de 4 à 6 ans au moment du cycle 3 et auront donc passé le test de l'échelle de vocabulaire en images Peabody (EVIP), un indicateur de la maturité scolaire.

- Les enfants de 4 et de 5 ans, dont le rendement en 1994 est mesuré au moyen de l'EVIP passé au cycle 1, soit la « cohorte des enfants d'âge préscolaire ». Ceux-ci étaient âgés de 8 et 9 ans au moment du cycle 3 et auront passé des tests de positionnement en mathématiques et en lecture.

- Les enfants âgés de 7 et de 9 ans en 1994, qui ont effectué le test de positionnement en mathématiques au cycle 1, soit la « cohorte intermédiaire » (certains problèmes se sont posés concernant les tests de mathématiques passés en 1994 par les enfants de 8 et de 10 ans; nous avons donc exclu ces enfants). Les enfants de cette cohorte étaient âgés de 11 et de 13 ans au moment du cycle 3 et auront passé d'autres tests d'habiletés en mathématiques et en lecture en 1996 et en 1998.

- Les enfants qui étaient âgés de 11 ans en 1994 et de 15 ans en 1998, soit la « cohorte la plus âgée ». Ces enfants ont passé le test de positionnement en mathématiques en 1994 et des tests ultérieurs (en mathématiques et en lecture) en 1996 et en 1998.

L'utilisation de ces quatre cohortes dans nos analyses nous permet de répondre aux questions suivantes :

1. Dans quelle mesure notre « avenir » est-il dicté par nos antécédents? Autrement dit, de déterminer : si, dans la cohorte la plus jeune, les avantages ou les désavantages à la naissance ont un lien étroit avec les premiers niveaux de maturité scolaire; si, dans la cohorte des enfants d'âge préscolaire, cette maturité scolaire a un lien avec la réussite scolaire pendant les premières années; si, dans les cohortes intermédiaire et plus âgée, la réussite scolaire pendant les premières années est liée à un rendement positif par la suite. En outre, si nous supposons que ces liens se maintiennent au fil du temps, cette analyse peut nous révéler dans quelle mesure le niveau et la répartition des avantages et des désavantages dans les premières années de la vie jouent dans les résultats observés au début de l'adolescence.

2. Quel rôle jouent les chocs, tels que la perte du revenu familial, les changements de la structure du ménage (découlant d'un divorce, d'un remariage ou d'un autre changement du mode de vie de la famille) ou les changements importants de l'état de santé de l'enfant? Quel est le degré d'asymétrie des répercussions des chocs sur les résultats des enfants? Les chocs négatifs ont-ils des effets négatifs et les chocs positifs, des effets positifs limités, voire nuls?

4. Résultats descriptifs

4.1 La « cohorte des bébés »

Nous amorçons notre analyse descriptive des résultats obtenus par les enfants par une analyse des transitions chez notre cohorte d'enfants la plus jeune, soit ceux qui étaient âgés de 0 à 2 ans en 1994, donc de 4 à 6 ans en 1998[1]. Tel que mentionné déjà, le seul « résultat scolaire » disponible pour cette cohorte est le score normalisé à l'EVIP[2], considéré comme un prédicteur clé de la « maturité scolaire » (Baker et al., 1993). La mesure dans laquelle notre avenir est dicté par nos antécédents, c'est-à-dire la mesure dans laquelle des résultats médiocres au début de la vie annoncent des résultats tout aussi médiocres plus tard, constitue la question de fond de notre recherche. Dans le cas de notre cohorte la plus jeune, nous comparons les scores à l'EVIP obtenus aux âges de 4, 5 et 6 ans pour les enfants dont le poids à la naissance était inférieur à 2 500 grammes (c.-à-d. qui étaient considérés comme des « bébés ayant un poids insuffisant à la naissance » — 6,8 % des 3 529 enfants de cette cohorte) avec les scores à l'EVIP des enfants dont le poids à la naissance était « normal ». Plus précisément, nous classons les enfants selon le score obtenu, puis divisons la population en cinq groupes égaux (ou quintiles). Nous comparons ensuite les pourcentages d'enfants de poids insuffisant à la naissance dans chaque quintile aux pourcentages pour les enfants dont le poids à la naissance était normal (par définition, il devrait y avoir 20 % de l'ensemble des enfants dans chaque quintile). Comme le montre la figure 1, les enfants dont le poids à la naissance était insuffisant sont deux fois plus susceptibles d'obtenir des scores se situant dans le quintile inférieur (36,1 % par rapport à 18,7 %); ils sont deux fois moins susceptibles d'obtenir des scores se situant dans le quintile supérieur (10,5 % comparativement à 20,6 %). Ainsi, une analyse purement descriptive nous indique que les enfants dont le poids était insuffisant à la naissance sont toujours désavantagés par rapport aux autres quatre ans plus tard, alors qu'ils se préparent à commencer l'école.

---

1 Il va sans dire que l'échantillon à ce stade-ci est limité aux enfants qui ont participé et au cycle 1 et au cycle 3. Voir l'annexe A pour un examen détaillé des questions touchant le biais attribuable à l'érosion.

2 Des illustrations sont placées sur un chevalet et l'enfant doit repérer l'illustration correspondant au mot lu par l'intervieweur. Les scores bruts représentent simplement le nombre de réponses exactes. Nous utilisons des scores normalisés pour l'âge de l'enfant.

Figure 1
Poids insuffisant à la naissance (cycle 1) et score à l'EVIP (cycle 3) — Enfants de 0 à 2 ans au cycle 1

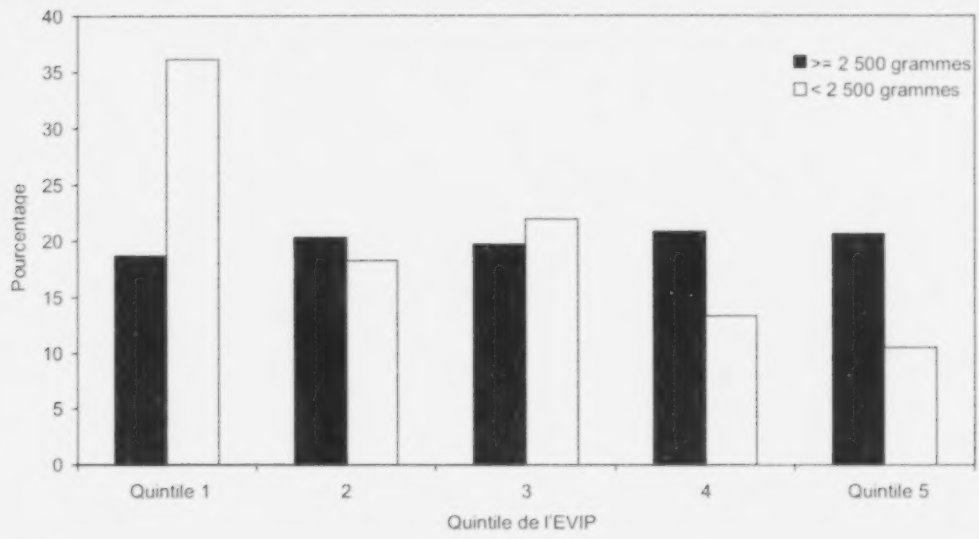
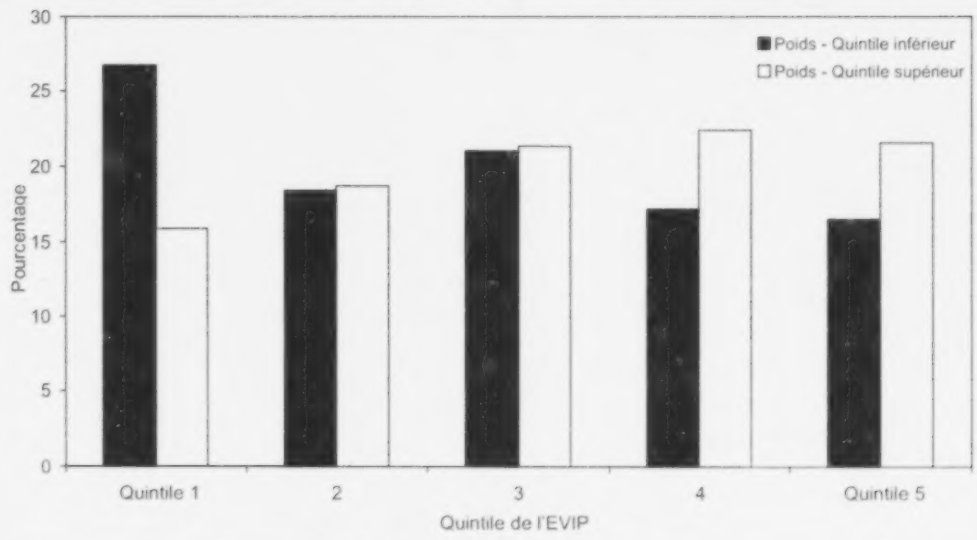


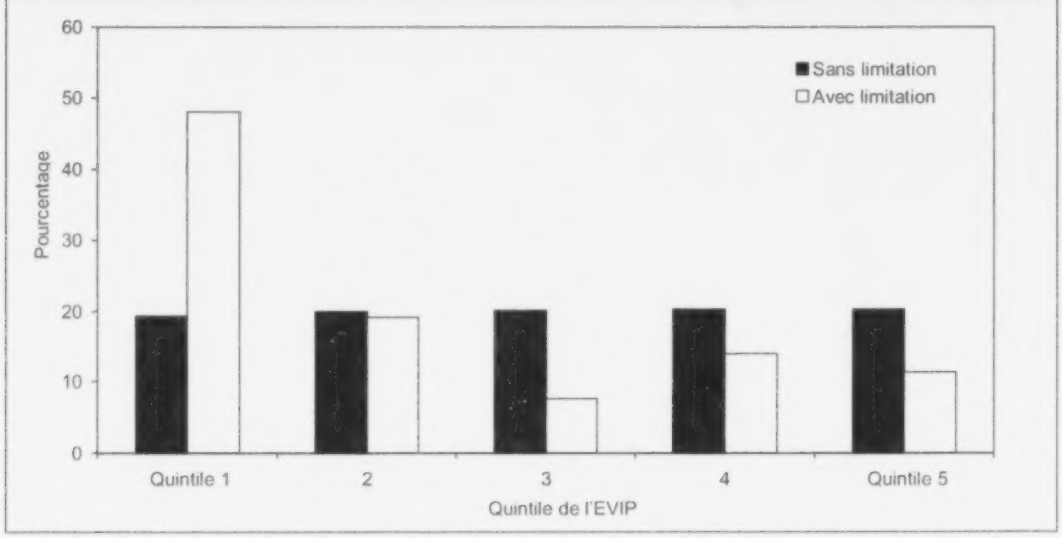
Figure 2
Quintiles inférieur et supérieur de poids à la naissance et quintile de l'EVIP (cycle 3) — Enfants de 0 à 2 ans au cycle 1



La figure 1 montre une comparaison entre les enfants se situant au niveau inférieur de la distribution du poids à la naissance et l'ensemble de *tous les autres* enfants, tandis que la figure 2 compare les scores à l'EVIP des enfants dont le poids à la naissance se situait dans les quintiles inférieur et supérieur de la distribution du poids. De façon générale, le fait d'avoir un poids plus élevé à la naissance semble ne constituer qu'un très faible avantage pour l'enfant, sauf pour ce qui est de la probabilité plus faible de se trouver au niveau inférieur de la distribution des scores à l'EVIP (c.-à-d., 15,9 % comparativement à 26,8 % des enfants dont le poids à la naissance était insuffisant). Ainsi, l'information fournie à la figure 1 est celle qui nous en dit le plus long : la maturité scolaire des enfants dont le poids à la naissance était insuffisant est inférieure à celle des autres enfants.

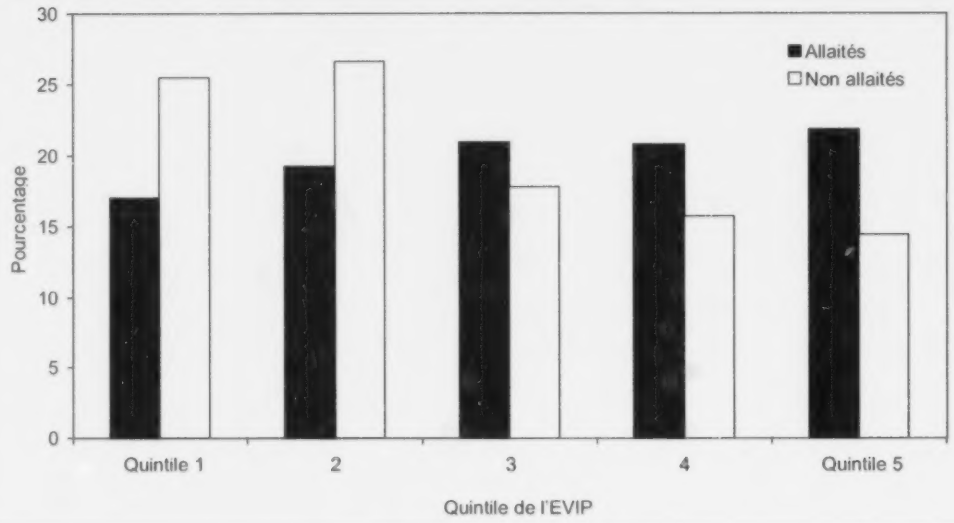
L'ELNEJ de 1994 nous donne un deuxième résultat pour les tout-petits, soit une mesure de la « limitation d'activités ». On a demandé à la PCM si l'enfant « a un problème chronique, de santé ou autre, qui limite complètement ou partiellement sa participation à l'école, au jeu/aux sports ou à toute autre activité normale pour un enfant de son âge ». Seulement 2,2 % des enfants de 0 à 2 ans avaient une limitation d'activités en 1994. Nous comparons les scores obtenus à l'EVIP en 1998 pour les jeunes enfants avec et sans limitations d'activités selon les données de 1994. Les résultats illustrés à la figure 3 montrent, encore une fois, que les problèmes ont fortement tendance à persister. Ainsi, 48,0 % des enfants qui avaient une limitation d'activités à l'âge de 0 à 2 ans affichent des scores à l'EVIP se situant dans le quintile inférieur lorsqu'ils ont atteint l'âge de 4 ou 5 ans en 1998; seulement 11,3 % obtiennent des scores se situant dans le quintile supérieur. Dans le cas des enfants sans limitation d'activités, on en compte essentiellement 20 % dans chacun des quintiles de l'EVIP.

Figure 3
Enfants ayant une limitation d'activités (cycle 1), score à l'EVIP (cycle 3) — Enfants de 0 à 2 ans au cycle 1



La figure 4 présente la distribution des scores à l'EVIP des enfants de 4 et 5 ans séparément pour les enfants qui ont été allaités et ceux qui ne l'ont pas été (25 % *ne* l'ont *pas* été)[3]. Les enfants qui *n'*ont *pas* été allaités sont plus susceptibles, à l'âge de 4 et de 5 ans, d'afficher des scores à l'EVIP se situant vers le niveau inférieur de la distribution (25,5 % dans le quintile inférieur et 26,7 % dans l'avant-dernier quintile comparativement à 14,4 % dans le quintile supérieur).

Figure 4
Enfants allaités (cycle 1) et score à l'EVIP (cycle 3) — Enfants de 0 à 2 ans au cycle 1



4.2 Les « enfants d'âge préscolaire »

La deuxième cohorte sur laquelle porte notre étude est celle des enfants qui étaient âgés de 4 et 5 ans en 1994, donc de 8 et 9 ans en 1998. Le cycle 3 nous donne deux résultats scolaires à examiner pour ce groupe[4]. À la figure 5, nous utilisons les scores à l'EVIP obtenus par les enfants au cycle 1 comme première mesure de la « maturité scolaire » et les scores en mathématiques[5] obtenus dans le cadre des entrevues du cycle 3 comme mesure ultérieure des résultats scolaires. À la figure 5, nous comparons la position dans la

---

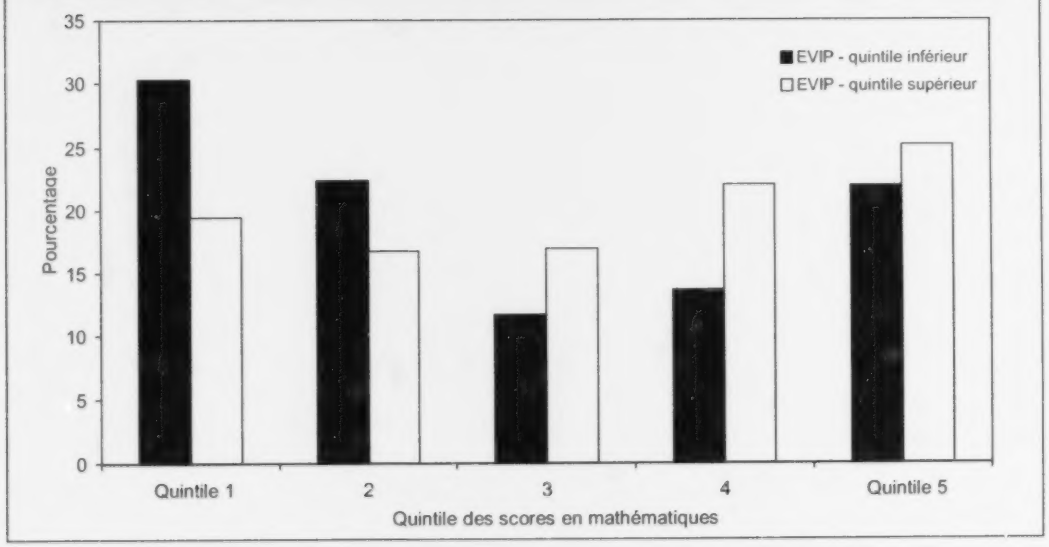
[3] Ces résultats ne supposent pas un lien de cause à effet entre l'allaitement et la maturité scolaire. Par exemple, les enfants présentant des problèmes de santé graves à la naissance sont moins susceptibles d'être allaités et ce sont les problèmes de santé plutôt que le fait de ne pas avoir été allaité qui jouent un rôle important dans la maturité scolaire ultérieure. Il est également possible que « l'allaitement » se substitue à d'autres attitudes ou attributs parentaux (p. ex., santé de la mère, nécessité de retourner rapidement au travail) qui pourraient être liés à la maturité scolaire. Enfin, naturellement, l'allaitement lui-même peut jouer un rôle direct, par exemple en renforçant le système immunitaire de l'enfant.

[4] Dans la cohorte des enfants d'âge préscolaire, 1 060 enfants avaient à la fois des scores à l'EVIP en 1994 et des scores en mathématiques et en lecture en 1998.

[5] Les tests de mathématiques ont été effectués en classe, sous la supervision de l'enseignant. Le test comportait 15 questions visant à évaluer la capacité d'effectuer des opérations mathématiques, telles que des additions, des soustractions, des multiplications et des divisions avec des nombres entiers, des nombres décimaux, des fractions, des nombres négatifs et des exposants. La capacité de résoudre des problèmes comportant des pourcentages et un ordre donné d'opérations a également été mesurée. Nous utilisons les scores normalisés pour l'âge de l'enfant.

distribution des scores en mathématiques des enfants qui, quatre ans plus tôt, se situaient dans les quintiles inférieur et supérieur respectivement de la distribution des scores à l'EVIP. Il ressort assez clairement que les enfants qui n'ont pas obtenu de bons résultats sur le plan du vocabulaire en 1994 étaient relativement beaucoup plus susceptibles d'obtenir des résultats médiocres au test de mathématiques effectué en 1998 (30,3 % ont obtenu des scores en mathématiques se situant dans le quintile inférieur comparativement à 20,0 % de tous les enfants). Les enfants qui affichaient les meilleurs résultats en vocabulaire en 1994 étaient également plus susceptibles que la moyenne d'obtenir les meilleurs résultats en mathématiques quatre ans plus tard (25,1 % comparativement à 20,0 % pour l'ensemble des enfants). Soulignons que, ici aussi, les désavantages dans les premières années semblent être liés plus étroitement aux désavantages ultérieurs que ne le sont les avantages des premières années aux avantages affichés plus tard.

Figure 5
Quintile des scores à l'EVIP (cycle 1) et score en mathématiques (cycle 3) — Enfants de 4 et 5 ans au cycle 1

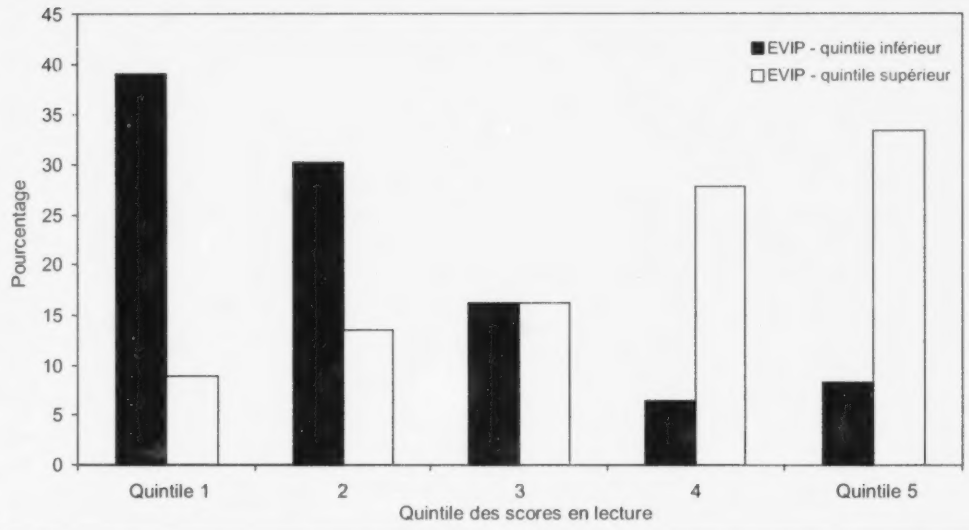


Les enfants de la cohorte d'âge préscolaire ont également passé un test de lecture[6] au cycle 3. Nous pouvons donc examiner plus d'une mesure du rendement scolaire pour ce groupe. La figure 6 compare les positions dans la distribution des scores en lecture des enfants qui avaient obtenu des scores relativement élevés et des scores relativement faibles à l'EVIP quatre ans plus tôt. On constate, sans étonnement, que le vocabulaire à l'âge de 4 ou 5 ans a un lien beaucoup plus étroit avec la capacité en lecture à l'âge de 8 ou 9 ans qu'avec la capacité en mathématiques. On peut voir que 39 % des enfants qui

[6] Le test de lecture est également effectué en classe sous la supervision de l'enseignant. Il vise à mesurer les capacités de base en lecture, telles que les capacités de se rappeler l'information, d'analyser des passages de texte, de cerner l'idée principale, d'interpréter l'idée principale, d'interpréter divers types d'écrits et de faire une évaluation critique. Le test comprend, pour chaque niveau scolaire, quatre textes pour un total de 20 questions. Nous utilisons les scores normalisés pour l'âge de l'enfant.

se situaient dans le quintile inférieur de la distribution des scores à l'EVIP en 1994 se trouvent également dans le quintile inférieur de la distribution des scores au test de lecture en 1998; seulement 8,2 % sont passés du quintile inférieur de la distribution de l'EVIP au quintile supérieur de la distribution du test de lecture. Par contre, 33,4 % des enfants qui avaient d'excellents vocabulaires en 1994 ont également obtenu un score les situant dans le quintile supérieur au test de lecture en 1998; seulement 9,0 % de ceux se situant au haut de la distribution de l'EVIP ont obtenu des scores au test de lecture se situant dans le quintile inférieur quatre ans plus tard.

Figure 6
Quintile des scores à l'EVIP (cycle 1) et score en lecture (cycle 3) — Enfants de 4 et 5 ans au cycle 1



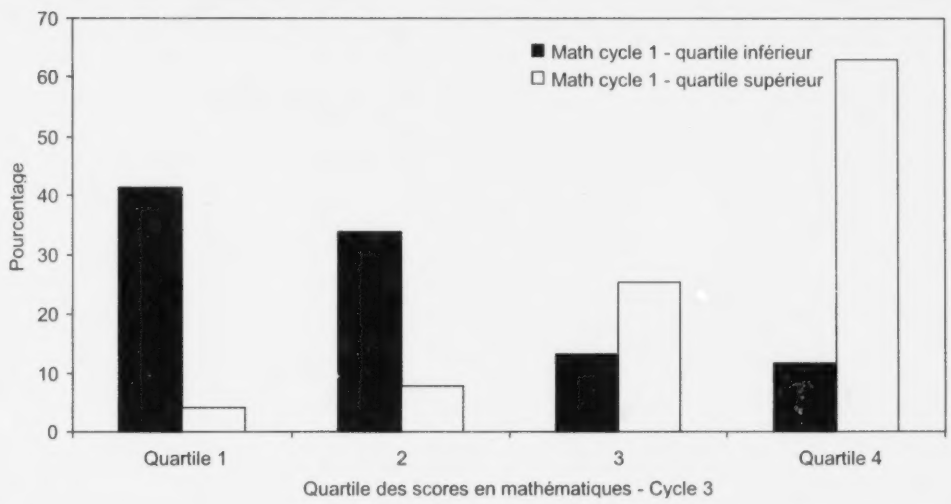
4.3 La « cohorte intermédiaire »

Les enfants qui étaient âgés de 7 ans ou de 9 ans en 1994 constituent notre « cohorte intermédiaire »[7]. Pour ce groupe d'enfants, qui étaient âgés de 11 ou de 13 ans en 1998, nous avons des scores en mathématiques tirés de tests effectués en 1994 comme « premières » mesures de rendement. Pour ce qui est des mesures « ultérieures », nous disposons des scores en mathématiques provenant de tests effectués en 1998, ainsi que des scores en lecture également obtenus cette année-là. Nous disposons de l'information nécessaire sur ces variables pour un total de 489 enfants, ce qui représente un échantillon beaucoup plus petit que pour les deux cohortes plus jeunes.

[7] Il ne faut pas oublier que les enfants qui étaient âgés de 8 et de 10 ans en 1994 sont exclus étant donné la présence de problèmes dans les tests de mathématiques de ces enfants pour cette année-là.

La figure 7 illustre les scores en mathématiques au cycle 3 (1998) pour les enfants qui avaient obtenu des scores se situant dans les quartiles inférieur et supérieur[8] respectivement de la distribution des scores en mathématiques de 1994. Sur les enfants qui avaient obtenu les scores se situant dans le quartile inférieur en 1994, 41 % demeurent dans ce même quartile en 1998 et seulement 11,6 % ont amélioré leur score suffisamment pour passer dans le quartile supérieur. Par ailleurs, sur ceux qui avaient obtenu les scores se situant dans les meilleurs 25 % en 1994, seulement 5,1 % sont passés au bas de la distribution, alors que 63,0 % sont restés au haut de la distribution. Encore une fois, ces données descriptives indiquent que les résultats des enfants ont fortement tendance à se maintenir au fil du temps.

Figure 7
Quartiles supérieur et inférieur des scores en mathématiques (cycle 1) et quartile des scores en mathématiques (cycle 3) — Enfants de 7 et 9 ans au cycle 1

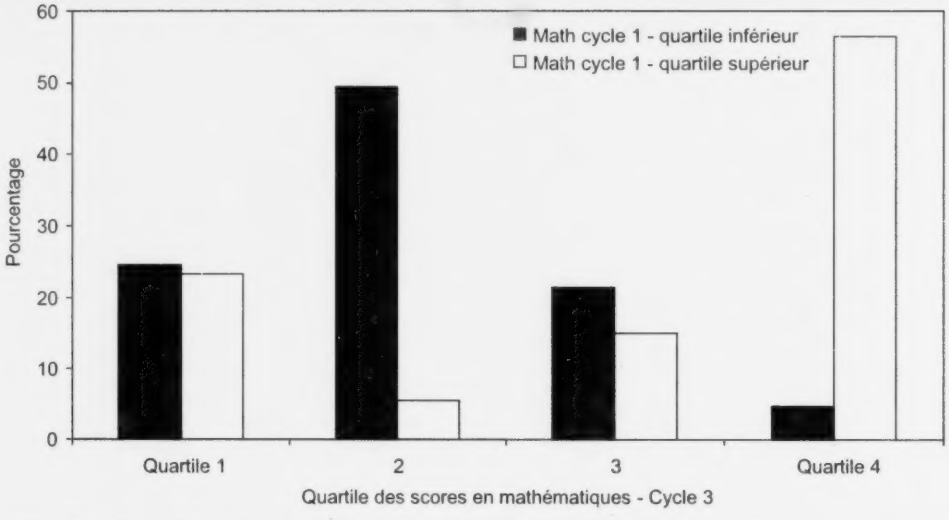


Nous répétons essentiellement le même exercice à la figure 8, sauf que, dans ce cas-ci, la position dans la distribution des scores en lecture obtenus en 1998 sert d'indicateur de résultat « final » (la position dans la distribution des scores en mathématiques de 1994 est encore utilisée comme indicateur du rendement de départ). Dans ce cas, il est très clair que les enfants qui ont obtenu des scores se situant parmi les meilleurs 25 % au premier test de mathématiques (c.-à-d., en 1994) sont très susceptibles d'obtenir le même genre de résultat à leur test de lecture ultérieur (56,5 % ont obtenu des scores en lecture se situant dans le quartile supérieur en 1998). Certaines autres tendances sont toutefois moins claires. Par exemple, les enfants qui se situaient dans les quartiles supérieur et inférieur de la distribution des scores en mathématiques en 1994 étaient tout aussi susceptibles (23,1 % et 24,5 % respectivement) d'obtenir en 1998 des scores en lecture se situant dans le quartile inférieur de la distribution. Les enfants qui avaient obtenu des

[8] Compte tenu de l'échantillon beaucoup plus petit, nous avons été obligés, pour assurer la confidentialité, de répartir les enfants en quatre groupes ou « quartiles », selon leur position dans la distribution globale des scores en mathématiques et en lecture.

scores en mathématiques initiaux très faibles étaient particulièrement susceptibles d'obtenir, en 1998, des scores en lecture se situant dans le deuxième quartile (49,5 %) de sorte que, dans l'ensemble, 74 % des enfants ayant obtenu un score initial faible en mathématiques se trouvaient dans la moitié inférieure de la distribution des scores en lecture quatre ans plus tard. Comparativement, seulement 28,6 % des enfants qui avaient obtenu au départ des scores en mathématiques élevés ont obtenu des scores en lecture se situant dans la moitié inférieure de la distribution de 1998.

Figure 8
Quartiles supérieur et inférieur des scores en mathématiques (cycle 1) et quartile des scores en lecture (cycle 3) — Enfants de 7 et 9 ans au cycle 1

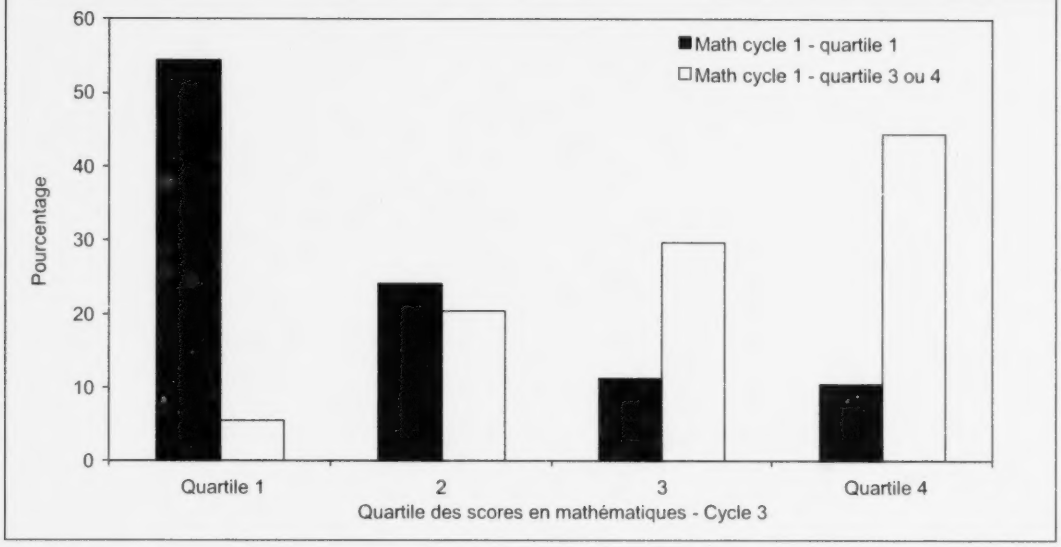


4.4 La « cohorte la plus âgée »

La « cohorte la plus âgée » est constituée des enfants qui étaient âgés de 11 ans en 1994 ou de 15 ans en 1998[9]. Pour ce groupe, nous disposons d'un score en mathématiques comme première mesure de rendement et de scores en mathématiques et en lecture pour 1998. La figure 9 illustre le lien entre les scores initial et ultérieur en mathématiques pour notre cohorte « la plus âgée »; la persistance des résultats est manifeste. Sur les enfants qui se situaient dans le quartile inférieur de la distribution de 1994, 54,3 % s'y trouvaient encore en 1998; seulement 10,4 % de ces enfants ont réussi à atteindre le quartile supérieur en 1998. En outre, les enfants qui s'en sont bien tirés au départ sont très susceptibles d'obtenir encore de bons résultats (44,5 % de ceux qui se situaient dans le quartile supérieur en 1994 sont dans la même situation en 1998; seulement 5,4 % sont passés dans le quartile inférieur).

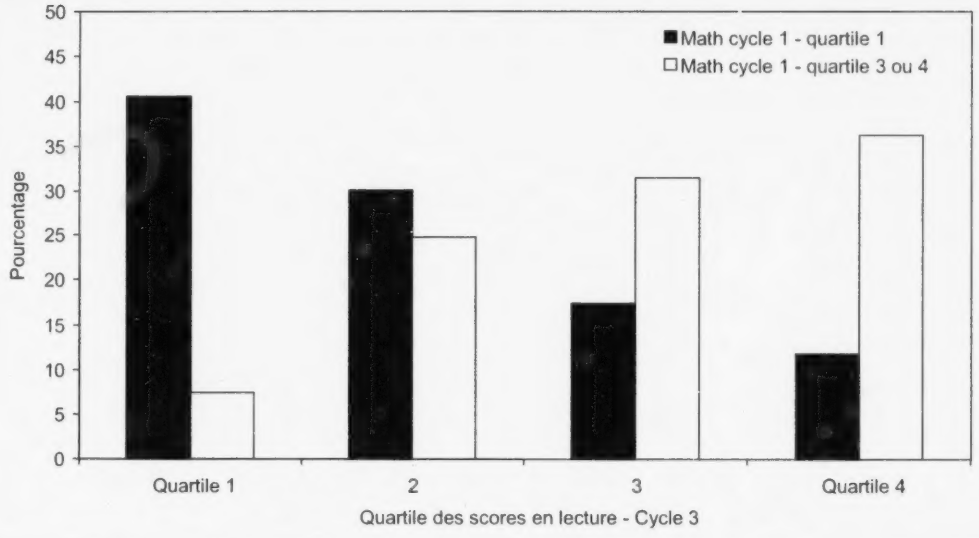
[9] On remarque que les problèmes liés à la taille de l'échantillon sont particulièrement manifestes pour ce groupe. Il n'y a que 306 enfants pour lesquels nous disposons des scores appropriés à la fois pour 1994 et 1998, ce qui nous oblige de nouveau à utiliser des quartiles afin d'obtenir des cellules d'une taille suffisante pour assurer la confidentialité des renseignements.

Figure 9
Quartiles supérieurs (2) et inférieur des scores en mathématiques (cycle 1) et quartile des scores en mathématiques (cycle 3) — Enfants de 11 ans au cycle 1



La figure 10 montre aussi clairement que les enfants qui ont obtenu des résultats plus faibles au départ (selon la position dans la distribution des scores en mathématiques de 1994) sont susceptibles d'afficher un rendement « final » également plus faible (selon la position dans la distribution des scores en lecture de 1998). Ainsi, 40,6 % des enfants dont le score en mathématiques initial se situait dans le quartile inférieur se trouvent également au bas de la distribution des scores en lecture de 1998; seulement 11,8 % ont atteint le quartile supérieur. Comparativement, ceux qui ont obtenu de bons résultats au départ sont très susceptibles de poursuivre sur leur lancée (36,2 % de ceux qui se situaient dans la moitié supérieure de la distribution des scores en mathématiques en 1994 ont obtenu des scores en lecture les plaçant dans le premier quartile; seulement 7,5 % ont obtenu des scores se situant dans le quartile inférieur).

Figure 10
Quartiles supérieurs (2) et inférieur des scores en mathématiques (cycle 1) et quartile des scores en lecture (cycle 3) — Enfants de 11 ans au cycle 1



5. *Analyse multivariée de l'incidence à long terme des ressources du ménage sur le rendement*

Les données descriptives présentées dans le chapitre précédent offrent des signes convaincants de la persistance des avantages et des désavantages dans le rendement au fil du temps. Dans ce chapitre, nous nous penchons sur une analyse multivariée de l'incidence à long terme des ressources du ménage sur les résultats. Nous commençons par un examen des liens entre les caractéristiques liées à l'enfant, à la PCM et au ménage en 1994 et le rendement observé en 1998. Cette approche présente deux avantages. D'abord, comme nous n'utilisons pas de données portant sur une même période, ces résultats sont moins sujets à un biais d'endogénéité que ceux d'études portant sur les déterminants du rendement actuel en tant que fonction des caractéristiques actuelles. (Par exemple, les enfants qui affichent un faible rendement peuvent avoir besoin d'une plus grande attention de la part de leurs parents, ce qui réduit le temps dont disposent ces derniers pour un travail rémunéré. Dans de telles circonstances, la causalité va du rendement au revenu.) Ensuite, supposons que seules les circonstances *actuelles* et non pas *antérieures*, du ménage déterminent le rendement. Si cela est le cas, on s'attendrait, par exemple, à ne relever aucun lien entre les revenus antérieurs et les scores actuels à l'EVIP, en mathématiques ou en lecture. Autrement dit, l'examen des liens entre les caractéristiques antérieures et les résultats actuels constitue un moyen de mettre à l'épreuve la notion « d'avenir dicté par les antécédents » de façon plus structurée. Au chapitre 7, nous complétons cette analyse en incluant les résultats antérieurs de l'enfant comme caractéristiques supplémentaires.

Plus précisément, nous estimons le lien suivant :

$$Y_{ij} = \alpha + \beta X_{ij} + u_{ij}$$

où Y_{ij} désigne le rendement de l'enfant i, vivant dans le ménage j, α, β sont les paramètres à estimer, X_{ij} est un vecteur des caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage et u_{ij} est un terme d'écart.

Comme il importe de distinguer les répercussions des ressources du ménage selon l'âge de l'enfant, nous estimons ce modèle séparément pour nos quatre cohortes. Nos variables dépendantes sont les indicateurs de rendement en 1998 : le score à l'EVIP pour les enfants âgés de 4 à 6 ans; les scores en mathématiques et en lecture pour les enfants âgés de 8 et 9 ans, de 11 et 13 ans et de 15 ans. Nous répartissons nos variables explicatives dans trois grandes catégories, soit les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage. Les caractéristiques de l'enfant sont l'âge, le sexe et des variables-indicateurs dénotant le trimestre de naissance, les limitations d'activités, le nombre de frères et sœurs et le rang de naissance. Les caractéristiques de la PCM sont l'âge, le sexe, la scolarité, l'origine ethnique et une variable-indicateur pour les problèmes de santé chroniques. Les caractéristiques du ménage sont la province de résidence, le fait que le ménage habite

une région rurale, le revenu du ménage par équivalent adulte (selon les échelles d'équivalence de l'OCDE) et le revenu quadratique du ménage[10]. Les valeurs moyennes de ces variables pour chacune des cohortes d'enfants sont données au tableau 1.

Tableau 1
Statistiques descriptives

	Enfants de 4 à 6 ans	Enfants de 8 et 9 ans	Enfants de 11 et 13 ans	Enfants de 15 ans
Variables dépendantes				
Score à l'EVIP	98,6			
Score en mathématiques		401,3	518,5	631,7
Score en lecture		223,9	268,6	289,2
Variables explicatives				
Âge de l'enfant (cycle 1)	1,02	4,6	8,0	11,0
Fille	48,7 %	48,9 %	49,2 %	51,1 %
Né pendant le 2e trimestre	28,3 %	24,1 %	27,6 %	28,0 %
Né pendant le 3e trimestre	24,4 %	26,3 %	26,9 %	25,3 %
Né pendant le 4e trimestre	21,4 %	26,0 %	18,6 %	22,2 %
Limitation d'activités	2,2 %	4,0 %	3,8 %	5,2 %
Frères et sœurs sous le même toit	0,98	1,38	1,56	1,44
L'enfant est l'aîné de la famille	44,8 %	42,2 %	42,5 %	38,7 %
Âge de la PCM	30,1	33,4	36,5	38,7
La PCM est une femme	97,2 %	96,7 %	96,0 %	96,1 %
Ménage monoparental	14,5 %	17,2 %	13,7 %	15,8 %
La PCM n'a pas terminé ses études secondaires	14,8 %	14,8 %	16,4 %	18,8 %
La PCM possède un diplôme/certificat	21,8 %	21,1 %	19,4 %	21,6 %
La PCM possède un diplôme universitaire	17,9 %	15,0 %	14,9 %	15,7 %
La PCM a un problème chronique	38,5 %	40,4 %	45,7 %	46,5 %
La PCM est de race noire	1,1 %	1,3 %	2,1 %	1,4 %
La PCM est d'origine autochtone	4,5 %	4,2 %	4,0 %	4,2 %
La PCM est d'origine chinoise	1,6 %	0,8 %	1,2 %	0,7 %
La PCM est d'une autre origine ethnique	18,0 %	16,5 %	16,6 %	11,3 %
Terre-Neuve	1,6 %	1,9 %	2,0 %	2,4 %
Île-du-Prince-Édouard	0,4 %	0,5 %	0,6 %	0,6 %
Nouvelle-Écosse	3,0 %	3,1 %	2,8 %	3,4 %
Nouveau-Brunswick	2,1 %	2,4 %	2,6 %	2,3 %
Québec	23,7 %	22,3 %	21,6 %	22,5 %
Manitoba	4,0 %	4,1 %	3,6 %	3,5 %
Saskatchewan	3,6 %	3,8 %	4,1 %	4,0 %
Alberta	10,9 %	10,8 %	11,0 %	10,6 %
Colombie-Britannique	12,0 %	12,8 %	13,4 %	10,7 %
Région rurale	16,6 %	19,5 %	19,3 %	21,9 %
Revenu, équivalent adulte	19 449	18 214	19 392	20 223

[10] L'utilisation de variables nominales représentant la province de résidence permet de tenir compte des effets propres à la province, y compris les programmes d'études et les ressources consacrées à l'éducation.

Tableau 1
Statistiques descriptives

	Enfants de 4 à 6 ans	Enfants de 8 et 9 ans	Enfants de 11 et 13 ans	Enfants de 15 ans
Revenu quadratique, équivalent adulte	562 779 038	485 111 031	545 515 422	573 313 282
Variables de changement				
L'enfant a développé un problème chronique	4,0 %	5,5 %	6,4 %	8,9 %
L'enfant n'a plus de problème chronique	2,7 %	4,4 %	4,3 %	7,1 %
L'enfant a plus de frères ou sœurs dans la maison	36,7 %	14,7 %	7,2 %	5,3 %
L'enfant a moins de frères ou sœurs dans la maison	4,4 %	7,2 %	8,9 %	16,1 %
L'enfant vit maintenant dans une famille reconstituée	6,0 %	6,4 %	5,4 %	4,3 %
L'enfant ne vit plus dans une famille reconstituée	4,3 %	5,7 %	4,1 %	4,1 %
L'enfant a changé d'école/de garderie	55,4 %	30,3 %	26,6 %	21,9 %
L'enfant a déménagé	46,5 %	38,2 %	31,1 %	28,6 %
La PCM a divorcé	9,4 %	7,0 %	4,4 %	5,4 %
La PCM s'est mariée	6,6 %	7,0 %	4,5 %	4,7 %
La PCM a obtenu un diplôme	6,6 %	7,8 %	7,7 %	7,0 %
Le ménage vivait sous le seuil de la pauvreté en 1994 / 1998	16,4 %	15,0 %	12,7 %	9,4 %
Le ménage vivait sous le seuil de la pauvreté en 1994, mais pas en 1998	11,8 %	15,7 %	12,6 %	8,7 %
Le ménage vivait sous le seuil de la pauvreté en 1998, mais pas en 1994	8,2 %	7,4 %	5,6 %	8,7 %

Dans nos travaux préliminaires, nous avons fait de nombreux tests avec cette spécification. Nous avons utilisé différentes représentations fonctionnelles pour les revenus, les âges et la scolarité. (Par exemple, nous avons exprimé la scolarité par les années d'études et différentes catégories de niveaux de scolarité atteints par les PCM. Nous avons utilisé le logarithme du revenu et des descriptions de catégories du niveau du revenu du ménage, y compris des indicateurs nominaux pour la situation de pauvreté plutôt qu'une mesure du revenu continue.) Nous avons fait des tests avec d'autres variables liées à l'enfant, à la PCM et au ménage suggérées dans la documentation consultée, y compris le nombre d'heures travaillées à l'extérieur du foyer par chacun des parents présents dans le ménage et le fait d'être propriétaire de son habitation. À la suite de l'analyse décrite au chapitre 2, nous avons fait des essais incluant les revenus moyens sur les trois cycles de l'ELNEJ. Nous avons également étudié l'incidence de l'intégration de caractéristiques liées au quartier, telles que le taux de chômage de ses habitants, le pourcentage d'adultes n'ayant pas terminé leurs études secondaires et la proportion de familles monoparentales ayant une femme à leur tête. Comme nous nous attardons particulièrement au rendement scolaire, nous avons étudié l'importance de l'information provenant des questionnaires à l'intention de l'enseignant, telle que les caractéristiques

propres à l'enseignant (p. ex., niveau de scolarité, sexe, années d'expérience) et les caractéristiques propres à la classe (p. ex., taille de la classe, classe englobant différentes années). Aucune de ces spécifications de rechange n'a de répercussion significative sur les résultats signalés ci-après et, de façon générale, ces variables ne sont pas en elles-mêmes particulièrement importantes (ainsi, par souci de parcimonie, nous ne les incluons pas dans notre spécification de base).

La méthode d'estimation employée pour obtenir les résultats présentés au tableau 2 est celle des moindres carrés pondérés, les poids utilisés étant ceux fournis par Statistique Canada pour assurer la représentativité de ces données compte tenu de l'érosion de l'échantillon de l'ELNEJ depuis 1994. Tel que discuté à l'annexe A, ces poids éliminent tout biais d'érosion significatif. De plus, nous appliquons la correction de Huber (1967) — White (1980) aux erreurs-types de régression pour veiller à ce que les résultats soient robustes à l'hétéroscédasticité. Enfin, dans le cadre de nos travaux préliminaires, nous avons fait des essais avec des représentations par catégories de la variable dépendante (p. ex., en divisant les scores en cinq groupes classés selon le rang) et avons établi des estimations, par exemple, de probits ordonnés à la place d'une variable dépendante continue. Encore une fois, cette façon de procéder ne produit pas de résultats qualitativement différents de ceux que nous présentons ici.

Tableau 2
Certains déterminants du rendement des enfants par cohorte, estimations par les moindres carrés pondérés

	Enfants de 4 à 6 ans EVIP	Enfants de 8 et 9 ans Score en math	Enfants de 8 et 9 ans Score en lecture	Enfants de 11 et 13 ans Score en math	Enfants de 11 et 13 ans Score en lecture	Enfants de 15 ans Score en math	Enfants de 15 ans Score en lecture
Caractéristiques de l'enfant							
Limitation d'activités	-10,87 (3,67)**	15,58 (0,73)	5,00 (0,23)	-1,61 (0,08)	-9,93 (1,35)	-42,65 (2,06)**	-16,59 (1,48)
Aîné de la famille	2,18 (2,28)**	9,12 (1,55)	3,59 (0,90)	21,04 (2,79)**	9,89 (2,96)**	9,28 (0,79)	3,60 (0,64)
Nombre de frères et sœurs	-1,44 (2,98)**	5,38 (1,55)	2,95 (1,19)	8,81 (2,24)**	5,65 (3,25)**	-4,29 (0,56)	0,82 (0,24)
Caractéristiques de la PCM							
Parent seul	1,13 (0,91)	-10,39 (1,31)	2,87 (0,63)	-6,52 (0,56)	0,71 (0,18)	-12,99 (0,67)	-3,69 (0,56)
Âge	0,40 (4,07)**	0,27 (0,51)	0,09 (0,25)	1,41 (1,67)*	0,58 (1,85)*	2,09 (1,71)*	1,14 (2,39)**
Sans diplôme d'études secondaires	-3,86 (3,07)**	-16,00 (1,89)*	-24,18 (4,08)**	-14,12 (1,42)	-7,94 (1,67)*	6,04 (0,37)	0,99 (0,12)
Diplôme d'études postsecondaires	1,40 (1,59)	-1,52 (0,25)	2,18 (0,58)	-4,22 (0,53)	-0,76 (0,24)	14,77 (1,01)	1,73 (0,26)
Diplôme universitaire	3,66 (2,95)**	30,59 (3,57)**	11,32 (1,60)	23,48 (2,04)**	8,40 (2,02)**	63,64 (3,52)**	8,08 (1,44)
Caractéristiques du ménage							
Revenu (x 1 000)	0,23 (3,87)**	-0,0003 (0,01)	0,52 (1,96)**	1,08 (1,06)	0,37 (1,00)	2,95 (1,99)**	1,02 (1,70)*
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,0009 (1,81)*	-0,0002 (0,56)	-0,00025 (1,07)	-0,00069 (0,44)	-0,00011 (0,22)	-0,0039 (2,10)**	-0,0016 (2,02)**
R2	0,17	0,31	0,17	0,29	0,16	0,25	0,19
Taille de l'échantillon	3 084	981	982	872	873	446	445
Moyenne, variable dépendante	98,6	401,3	223,9	518,5	268,6	631,7	289,2

Remarques :
1. Valeur absolue des statistiques t entre parenthèses. 2. Erreurs-types calculées au moyen de la méthode Huber (1967) — White (1980). 3. * Significatif au niveau de 10 %; ** Significatif au niveau de 5 %. 4. Les variables incluses mais non signalées sont l'âge, le sexe et le trimestre de naissance de l'enfant, les maladies chroniques, la situation de parent seul et la race de la PCM, la province de résidence et le fait de vivre dans une région rurale. 5. Les poids utilisés sont fournis par Statistique Canada (200x) et permettent de tenir compte de l'érosion et d'assurer la représentativité de l'échantillon.

Le tableau 2 présente certains résultats par cohorte. Plusieurs points intéressants ressortent. D'abord, l'incidence des caractéristiques énumérées sur le rendement est la plus claire chez la cohorte la plus jeune, soit les enfants qui, en 1998, étaient âgés de 4 à 6 ans (donc de 0 à 2 ans au moment du cycle 1). Cette constatation concorde avec l'opinion que l'on relève dans la documentation, soit que, de façon générale, les ressources et les caractéristiques des ménages perdent graduellement de leur importance au fur et à mesure que les enfants grandissent. Ensuite, les caractéristiques observables de l'enfant ont une certaine incidence sur ce rendement. Les limitations d'activités observées au premier cycle sont liées à une diminution considérable des scores à l'EVIP quatre ans plus tard et ont en outre un effet négatif sur les scores en mathématiques et en lecture chez les enfants de la cohorte la plus âgée. Le fait d'être l'aîné de la famille a un léger effet positif sur le rendement, effet qui n'est cependant pas toujours facile à mesurer de façon exacte. On ne relève pas de tendance constante du côté des coefficients liés au nombre de frères et sœurs. D'autres caractéristiques de l'enfant, telles que l'âge, le sexe et le trimestre de naissance n'ont aucun effet statistiquement significatif sur les résultats étudiés ici.

Le niveau de scolarité de la PCM a un effet constant sur le rendement. Dans le cas des PCM qui n'ont pas terminé leurs études secondaires, par rapport à la catégorie omise, soit les PCM qui détiennent un diplôme d'études secondaires, on constate chez les enfants un rendement systématiquement moins élevé; lorsque la PCM détient un diplôme universitaire, les résultats obtenus par les enfants sont systématiquement meilleurs. Qui plus est, l'ampleur de ces effets est importante. Prenons comme exemple hypothétique celui de deux enfants âgés de 5 ans en 1998 (c.-à-d. au moment du troisième cycle de l'ELNEJ) dont toutes les caractéristiques utilisées dans ces régressions sont identiques à l'exception du niveau de scolarité de la PCM. Dans l'un des cas, la PCM n'a pas terminé ses études secondaires; dans l'autre, elle possède un diplôme universitaire. La différence des scores de ces deux enfants à l'EVIP est de 7,5 points ou 7,6 %[11]. Ce même calcul pour des enfants plus âgés donne des différences allant de 3 % à 16 %. Soulignons en outre que ces résultats sont obtenus après avoir tenu compte de l'état matrimonial et de l'âge de la PCM, ainsi que du revenu du ménage. Les enfants dont la PCM est plus âgée ont également tendance à obtenir des scores plus élevés, bien que l'effet ne puisse pas toujours être mesuré avec exactitude. Dans tous les domaines mesurés, toutes les autres caractéristiques étant maintenues constantes, un enfant dont la PCM est âgée de 20 ans obtient des scores de 4 % à 7 % inférieurs à ceux d'un enfant dont la PCM est âgée de 35 ans. Par contre, le fait d'être un parent seul n'a pas d'effet statistiquement significatif sur ce rendement lorsque l'on tient compte des autres caractéristiques liées à l'enfant, à la PCM et au ménage. Ces constatations concordent avec celles de Dooley et al. (1998a) ou de Curtis et Phipps (2001), par exemple, qui concluent que les résultats cognitifs des enfants vivant dans une famille monoparentale dirigée par la mère ne sont pas nécessairement moins bons que ceux des enfants qui vivent dans une famille biparentale, tous les autres facteurs étant égaux par ailleurs.

[11] Ce chiffre (7,5 points) est obtenu en additionnant la valeur absolue des coefficients des variables « sans diplôme d'études secondaires » et « diplôme universitaire ».

Le revenu semble avoir une certaine incidence sur les résultats étudiés ici, bien que la tendance ne soit pas uniforme entre les enfants de différents âges. De plus, les coefficients sont difficiles à interpréter directement parce que l'ampleur des variables dépendantes varie selon l'âge et la mesure. Une façon de résoudre ce problème consiste à réexprimer le lien en tant qu'élasticité. À l'exception du score en mathématiques des enfants de 8 et 9 ans, l'élasticité est remarquablement faible et constante pour les trois cohortes les plus jeunes, allant de 0,03 à 0,05. Toutefois, elle est de trois à quatre fois plus importante pour le petit échantillon d'enfants âgés de 15 ans, c'est-à-dire notre cohorte la plus âgée. Pour ces jeunes adolescents, l'élasticité est de 0,15 pour le score en mathématiques et de 0,12 pour le score en lecture. Cela signifie qu'une hausse de 10 % du revenu du ménage par équivalent adulte est associée à une augmentation de 1,2 % du score en lecture.

Une autre façon d'étudier l'ampleur de l'incidence de ces caractéristiques, telles que mesurées en 1994, sur les résultats mesurés en 1998, consiste à calculer l'ampleur de la différence qu'elles provoquent relativement à une valeur de base. Pour ce faire, nous commençons par calculer le score prévu d'un enfant pour un « cas de base » défini. Dans ce cas-ci, il s'agit d'un garçon de race blanche, né pendant le premier trimestre de l'année et vivant dans une région urbaine de l'Ontario, dont la PCM est une femme d'âge moyen ayant terminé ses études secondaires et dont la famille dispose d'un revenu correspondant à celui de la famille moyenne de cet échantillon. Nous varions ensuite certaines caractéristiques et vérifions les effets des changements sur le résultat en question.

Les résultats sont présentés au tableau 3 et aux figures 11 et 12. Le tableau 3 donne l'incidence sur les résultats, exprimée en tant que différence en pourcentage, du changement de diverses caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage. La constatation qui ressort le plus de cette démarche est que, pris individuellement, peu de changements ont des répercussions d'ampleur significative sur ces résultats. La seule exception serait les changements du niveau de scolarité de la PCM, qui ont tendance à avoir une incidence plus importante. Toutefois, en examinant ces caractéristiques individuellement, on néglige le fait que, dans la réalité, elles sont présentes en groupe. Par exemple, les femmes qui ont des enfants très jeunes ont en général un niveau de scolarité moindre et vivent dans des ménages plus pauvres. Inversement, les mères plus âgées ont un niveau de scolarité plus élevé et, tous les autres facteurs étant maintenus constants, vivent en général dans des ménages plus aisés. Cela laisse supposer que nous pourrions en apprendre davantage en étudiant l'effet cumulatif de ces changements. Les figures 11 et 12 nous donnent cette information. La figure 11 illustre la différence en pourcentage des résultats par cohorte relativement au cas de base pour les enfants vivant dans des ménages pauvres (ceux se situant au 25^{e} percentile des revenus par équivalent adulte) et dont la PCM n'a pas terminé ses études secondaires et est âgée de 10 ans de moins que la moyenne pour cette cohorte. Les effets cumulatifs de ces caractéristiques sont plus importants, la baisse des résultats allant de 4 % à 12 %. La figure 12 montre la différence des résultats par cohorte relativement au cas de base pour les enfants vivant dans des ménages plus aisés (ceux se situant au 75^{e} percentile des revenus par équivalent adulte) et dont la PCM détient un diplôme universitaire et a 10 ans de plus que la moyenne pour cette cohorte. Les effets cumulatifs de ces caractéristiques sont plus grands, l'augmentation des résultats allant de 6 % à 16 %. On relève également des écarts considérables entre ces deux cas. Un enfant

« défavorisé » — l'un dont la mère n'a pas terminé ses études secondaires et vivant dans un ménage dont le revenu se situe au 25e percentile en 1994 — obtient des scores en mathématiques et en lecture en 1998 qui sont de 13 % à 22 % inférieurs à ceux d'un enfant « avantagé » — l'un dont la mère est plus âgée et possède un diplôme universitaire et vivant dans un ménage dont le revenu se situe au 75e percentile en 1994.

Tableau 3
Simulation de l'incidence de changements des ressources du ménage sur le rendement de l'enfant

	4 à 6 ans	8 et 9 ans		11 et 13 ans		15 ans	
	EVIP	**Math**	**Lecture**	**Math**	**Lecture**	**Math**	**Lecture**
Base	98,1	400,5	225,7	502,6	261,4	560,08	279,4
Changement — Enfant							
Limite d'activités	**-11,1 %**	3,9 %	2,2 %	-0,3 %	-3,8 %	**-7,6 %**	-5,9 %
Aîné de la famille	**2,2**	2,3	1,6	**4,2**	**3,8**	1,7	1,3
Nombre de frères et sœurs	**-1,5**	1,3	1,3	**1,8**	**2,2**	-0,8	0,3
Changement — PCM							
Sans diplôme d'études secondaires	**-3,9**	**-4,0**	**-10,7**	-2,8	**-3,0**	1,1	0,4
Diplôme universitaire	**3,7**	**7,6**	5,0	**4,7**	**3,2**	**11,4**	2,9
Dix ans de moins que la moyenne	**-4,1**	-0,7	-0,4	**-2,8**	**-2,2**	**-3,7**	**-4,1**
Dix ans de plus que la moyenne	**4,1**	0,7	0,4	**2,8**	**2,2**	**3,7**	**4,1**
Changement — Ménage							
Revenu au 25e percentile	**-1,4**	0,1	**-1,2**	-1,1	-0,8	**-1,7**	**-1,0**
Revenu au 75e percentile	**1,8**	-0,2	**1,4**	1,4	1,1	**1,8**	**0,9**

Remarques : 1. Les pourcentages représentent les différences de rendement selon les changements des caractéristiques de l'enfant, de la PCM ou du ménage relativement au cas de base. 2. Les chiffres en gras indiquent des changements fondés sur des paramètres statistiquement significatifs au niveau de 10 % ou de 5 %. 3. Pour le cas de base, nous avons fixé toutes les variables nominales de la spécification à zéro et toutes les variables continues, à la moyenne pour le groupe d'âge en question.

Figure 11

Différence en pourcentage du rendement, enfants vivant dans des ménages pauvres et dont la PCM est jeune et peu instruite

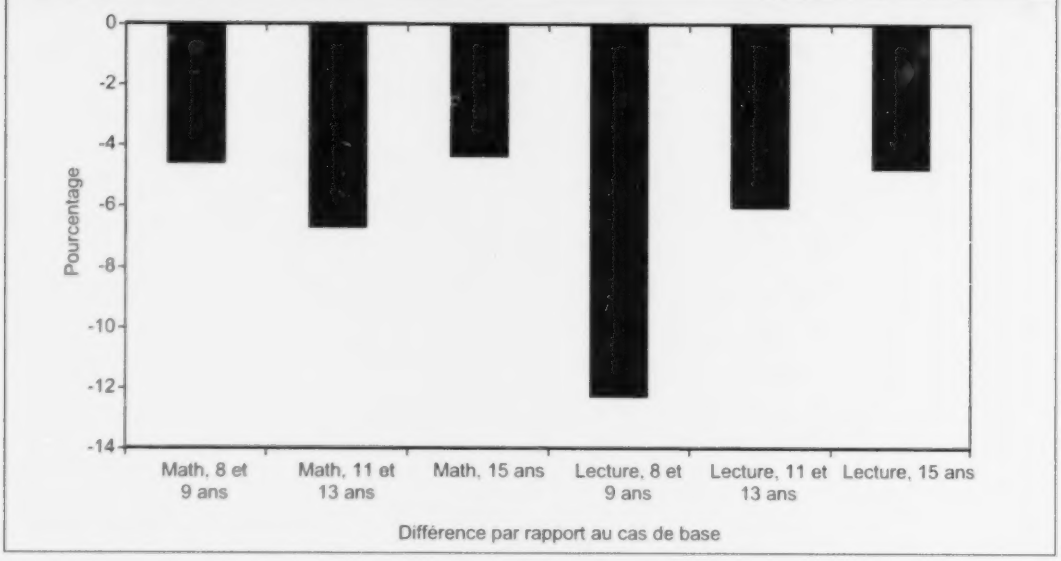
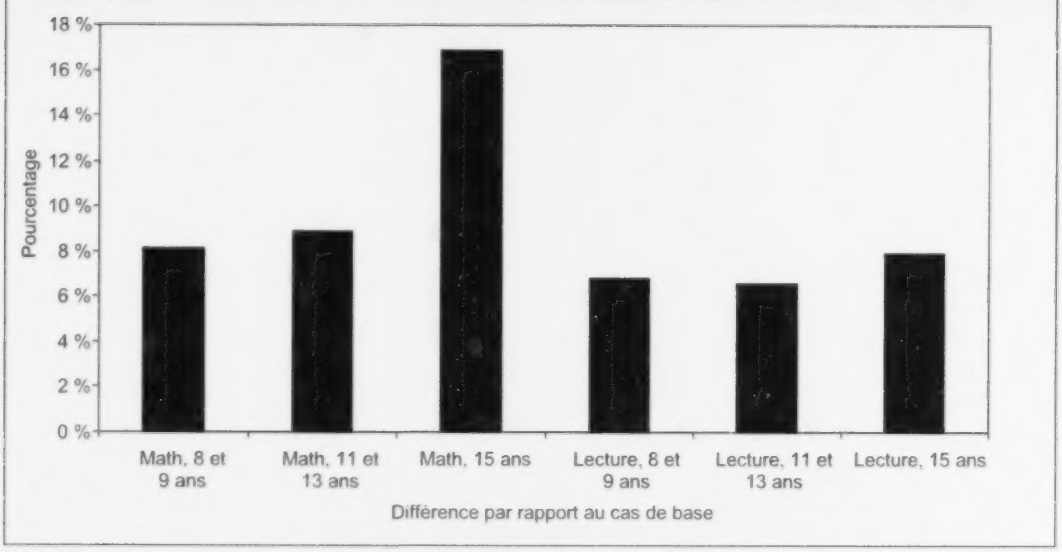


Figure 12

Différence en pourcentage du rendement, enfants vivant dans des ménages plus aisés et dont la PCM est plus âgée et plus instruite



Pour conclure, dans ce chapitre, nous avons examiné l'incidence des « antécédents », représentés par les caractéristiques de la PCM et du ménage au cycle 1 (1994), sur le rendement affiché au cycle 3 (1998). Des régressions multivariées nous permettent de constater que l'incidence de ces caractéristiques varie selon l'âge de l'enfant. De façon générale, la scolarité de la PCM a un effet plus important et qui se mesure mieux que la plupart des autres caractéristiques. Le revenu a en général une incidence statistiquement significative, mais relativement faible, quoique les données laissent supposer que cette incidence est plus importante chez les enfants plus âgés. On observe des effets d'ampleur plus considérable lorsque l'on tient compte du fait que certaines caractéristiques ont tendance à être regroupées. On constate ainsi que les enfants dont la PCM est jeune et peu instruite et vivant dans un ménage relativement pauvre ont des résultats de 4 % à 12 % inférieurs à ceux du cas de base; comparativement, les enfants dont la PCM est plus âgée et plus instruite obtiennent des résultats de 6 % à 16 % supérieurs à ceux du cas de base.

6. *Analyse multivariée de l'importance des transitions dans le rendement de l'enfant*

Partant de l'analyse multivariée de base décrite dans la section qui précède, nous nous attardons maintenant au rôle des chocs qu'ont pu vivre les enfants entre les différents cycles de l'enquête (1994, 1996 et 1998) dans leur rendement. Nous voulons déterminer si les transitions importantes peuvent venir modifier la trajectoire déjà établie des résultats d'un enfant (on s'attendrait à ce que les chocs soient les plus importants chez les enfants les plus jeunes s'ils font dévier l'enfant de sa trajectoire développementale).

Aux fins de notre analyse, nous définissons trois catégories de chocs. La première touche l'enfant directement : 1) l'enfant a développé un problème de santé chronique à un moment donné entre 1994 et 1998 (4,0 % de la cohorte des bébés; 8,0 % de la cohorte la plus âgée — tableau 1); 2) l'enfant s'est rétabli d'un problème de santé chronique (2,7 % des bébés; 7,1 % du groupe le plus âgé); des frères et sœurs, biologiques ou par alliance, se sont ajoutés à la famille (36,7 % des bébés; 5,3 % du groupe le plus âgé); 3) des frères ou sœurs ont quitté le ménage, par exemple le cas d'un frère ou d'une sœur plus âgé qui part de la maison ou dans le cas d'un divorce ou d'une séparation (4,4 % des bébés; 16,1 % du groupe le plus âgé); 4) l'enfant vit maintenant dans une famille reconstituée, ce qui n'était pas le cas en 1994 (6,0 % des enfants les plus jeunes; 4,3 % des plus âgés[12]); 5) l'enfant ne vit plus dans une famille reconstituée, ce qui était le cas en 1994 (4,3 % du groupe le plus jeune; 4,1 % du groupe le plus âgé); 6) l'enfant a changé d'école ou de garderie[13] entre 1994 et 1996 ou entre 1996 et 1998 (55,4 % du groupe le plus jeune; 21,9 % du groupe le plus âgé); 7) l'enfant/la famille a déménagé[14] (46,5 % des enfants les plus jeunes; 21,9 % des plus âgés).

La deuxième catégorie de transitions touche la PCM : 1) la PCM a divorcé ou s'est séparée entre 1994 et 1996 ou 1996 et 1998 (9,4 % des enfants les plus jeunes; 5,4 % des enfants les plus âgés); 2) la PCM s'est mariée ou remariée[15] pendant la période à l'étude (6,6 % des enfants les plus jeunes; 4,7 % des enfants les plus âgés); 3) la PCM a terminé des études plus poussées entre 1994 et 1996 ou 1996 et 1998 (6,4 % du groupe le plus jeune; 8,5 % du groupe le plus âgé).

---

[12] Nous ajoutons cette variable pour tenir compte de la possibilité que l'arrivée d'un frère ou d'une sœur biologique n'ait pas le même lien avec le rendement de l'enfant que l'arrivée de demi-frères ou demi-sœurs.

[13] Cela ne comprend pas la progression normale, par exemple du primaire au secondaire.

[14] Tout déménagement supposant un changement du code postal est pris en compte.

[15] Cela comprend le mariage et les unions de fait.

La dernière catégorie de chocs touche les finances de la famille[16] : 1) le ménage était pauvre et en 1994 et en 1998 (16,4 % des enfants les plus jeunes; 9,4 % des plus âgés); 2) le ménage était pauvre en 1994, mais ne l'était plus en 1998 (11,8 % des enfants les plus jeunes; 8,7 % des plus âgés); le ménage n'était pas pauvre en 1994, mais l'était devenu en 1998 (8,2 % des enfants les plus jeunes; 8,7 % des plus âgés).

Manifestement, d'après l'information qui précède, de nombreux enfants vivent des changements importants qui pourraient modifier leur trajectoire développementale. Il en ressort également que la probabilité de vivre une transition donnée varie considérablement selon l'âge de l'enfant, les plus jeunes étant généralement les plus susceptibles de vivre des transitions importantes (à l'exception du fait que les enfants plus âgés sont beaucoup plus susceptibles de voir un frère ou une sœur quitter la maison).

Dans le tableau 4, nous présentons les résultats d'une série de régressions portant sur l'importance des transitions vécues entre 1994 et 1996 ou 1996 et 1998 pour le rendement scolaire affiché par les enfants en 1998, en tenant compte des caractéristiques de départ (c.-à-d. mesurées en 1994) de l'enfant, de la PCM et du ménage. Pour ce faire, nous ajoutons des variables liées aux transitions à la « spécification de base » (présentée au tableau 2 et examinée dans la section qui précède). Les résultats de nos analyses de régression portant sur les « transitions » sont présentés au tableau 4. En résumé, nous en tirons deux grandes conclusions : 1) les transitions ou chocs ont des liens relativement peu importants avec le rendement scolaire des enfants une fois que l'on tient compte du point de départ de ces derniers; 2) les résultats déjà présentés au sujet des caractéristiques qui jouent le plus grand rôle dans les résultats scolaires des enfants sont robustes à l'inclusion des variables liées à la transition.

[16] Ces variables des transitions relatives à la situation financière n'incluent pas l'année 1996. Nous avons également fait des calculs avec des variables liées au revenu (p. ex., baisse ou augmentation du revenu de 25 %) en plus des variables liées au « changement de la situation de pauvreté » dont nous parlons ici. Lorsque l'on tient compte du niveau de revenu initial, ces variables ont également assez peu d'importance.

Tableau 4
Certains déterminants du rendement des enfants par cohorte, estimations par les moindres carrés pondérés — Spécifications comprenant toutes les variables liées aux chocs

	Enfants de 4 à 6 ans EVIP	Enfants de 8 et 9 ans Score en math	Enfants de 11 et 13 ans Score en math	Enfants de 11 et 13 ans Score en lecture	Enfants de 15 ans Score en math	Enfants de 15 ans Score en lecture
Caractéristiques de l'enfant						
Limitation d'activités	-13,10 (2,28)**	13,54 (0,48)	50,07 (1,27)	15,48 (1,42)	20,37 (0,26)	-29,88 (1,78)*
Aîné de la famille	2,30 (2,11)**	7,66 (1,07)	29,26 (3,59)**	13,09 (3,44)**	0,33 (0,02)	-2,59 (0,49)
Nombre de frères et sœurs	-1,43 (2,65)**	5,21 (1,36)	12,17 (2,56)**	7,79 (3,81)**	-15,38 (1,78)*	-6,21 (1,92)*
Caractéristiques de la PCM						
Parent seul	0,72 (0,38)	-29,44 (2,92)**	5,27 (0,32)	2,09 (0,34)	6,40 (0,27)	-6,73 (0,80)
Âge	0,33 (2,92)**	-0,02 (0,03)	0,84 (0,91)	0,63 (1,73)*	0,44 (0,29)	0,69 (1,20)
Sans diplôme d'études secondaires	-4,13 (2,88)**	-28,71 (2,98)**	-15,28 (1,37)	-9,97 (1,65)*	4,46 (0,23)	-1,78 (0,18)
Diplôme d'études postsecondaires	1,70 (1,79)*	0,80 (0,11)	-1,44 (0,16)	1,98 (0,53)	16,97 (0,91)	-2,60 (0,33)
Diplôme universitaire	4,53 (3,23)**	32,25 (3,23)**	36,43 (3,07)**	9,09 (2,06)**	66,58 (3,14)**	11,96 (1,96)*
Caractéristiques du ménage						
Revenu (x 1 000)	0,16 (2,16)**	-0,87 (1,20)	1,48 (1,11)	-0,18 (0,28)	-1,64 (0,71)	-0,32 (0,41)
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,00005 (0,90)	-0,0009 (1,11)	-0,001 (0,72)	0,0006 (0,69)	0,002 (0,79)	-0,00007 (0,07)
R2	0,19	0,40	0,40	0,26	0,33	0,26
Taille de l'échantillon	2227	622	611	612	314	314
Score F – toutes les variables de changement	1,73**	2,49*	1,63*	2,89**	0,81	2,56**
Score F – toutes les variables de changement lié à l'enfant	1,77*	1,24	1,59	3,71**	0,63	1,70*
Score F – toutes les variables de changement lié à la PCM	1,73	5,01**	2,38*	1,02	0,69	1,99
Score F – toutes les variables de changement – la spécification NE comprend QUE les variables de changement et un indicateur de la pauvreté en 1994 et en 1998	5,80**	1,55*	2,41**	2,99**	1,11	2,63**

Remarques :
1. Valeur absolue des statistiques t entre parenthèses. 2. Erreurs-types calculées au moyen de la méthode Huber (1967) — White (1980). 3. * Significatif au niveau de 10 %; ** significatif au niveau de 5 %. 4. Les variables incluses mais non signalées sont l'âge, le sexe et le trimestre de naissance de l'enfant, les maladies chroniques, la situation de parent seul et la race de la PCM, la province de résidence et le fait de vivre dans une région rurale. 5. Les poids utilisés sont fournis par Statistique Canada (200x) et permettent de tenir compte de l'érosion et d'assurer la représentativité de l'échantillon.

Le tableau 4 présente les détails, soit les coefficients pour certaines variables clés de la spécification de base, estimés dans ce cas-ci une fois que *toutes* les variables liées aux transitions ont été intégrées au modèle. Encore une fois, les modèles sont estimés séparément pour les différentes cohortes, et la méthode utilisée est celle des moindres carrés pondérés. Nos conclusions de base présentées précédemment demeurent valables. Ainsi, nos régressions révèlent que le niveau de scolarité de la PCM est très important pour les résultats scolaires des enfants, et ce, pour tous les groupes d'âge visés. Le revenu familial joue toujours un rôle, quoique l'ampleur de l'effet soit relativement faible, voire non statistiquement significative dans certains cas. L'état de santé de l'enfant joue un rôle dans ses résultats scolaires. Enfin, le nombre de frères et sœurs et le rang de naissance jouent un rôle important, mais le fait de vivre dans une famille monoparentale dirigée par une femme est en général non significatif statistiquement.

Nous ne présentons pas les résultats des régressions pour toutes les variables de transition incluses dans nos modèles, car la plupart d'entre eux ne sont pas statistiquement significatifs. Il arrive naturellement que certaines transitions prises individuellement, soient statistiquement significatives, mais peu de tendances bien nettes se dégagent de nos résultats. (La seule exception est peut-être que le fait d'avoir une PCM qui a terminé des études plus poussées entre 1994 et 1996 ou 1996 et 1998 est lié à de meilleurs résultats scolaires pour les enfants dans trois cas sur sept).

Nous présentons toutefois une série de statistiques F pour des tests des hypothèses voulant que *toutes* les variables de transition prises ensemble n'ajoutent rien au modèle de base estimé, que toutes les transitions liées à l'enfant n'ajoutent rien au modèle et que toutes les transitions liées à la PCM n'ajoutent rien au modèle[17]. Les statistiques F pour chacune de ces variantes sont présentées au bas du tableau 4. Dans bien des cas, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse selon laquelle la série de transitions n'ajoute rien à la spécification de base. Si nous excluons toutes les variables des différents niveaux et n'intégrons que les transitions, l'importance estimative de ces variables est quelque peu plus grande (voir les statistiques F au bas du tableau 4), ce qui n'est pas étonnant. Toutefois, le modèle estimé comprenant « seulement les transitions » explique une part beaucoup moins grande de la variation globale des résultats courants observés que le modèle de base ne comprenant que « les niveaux de 1994 ». Point particulièrement intéressant, le fait de vivre en situation de pauvreté et en 1994 et en 1998 a un lien négatif important avec le rendement de l'enfant lorsque l'on ne tient pas compte du niveau de revenu de départ.

[17] Nous avons également fait quelques vérifications en n'incluant que les transitions liées à l'enfant ou que les transitions liées à la PCM.

Pour conclure, bien que l'on constate que les enfants, plus particulièrement les plus jeunes, soient assez susceptibles de vivre des transitions importantes, il ne semble pas, une fois que l'on tient compte du point de départ, que ces transitions jouent un rôle très important dans leur trajectoire de développement[18]. Cette constatation pourrait possiblement s'expliquer par le fait que, les conditions de départ jouant un rôle très important dans la probabilité qu'un enfant ait à faire face à ce genre de choses (p. ex., une PCM peu instruite est plus susceptible de devenir sans emploi; une jeune PCM est plus susceptible de déménager ou de divorcer/se remarier), il est difficile de séparer les deux.

[18] Compte tenu de cette conclusion, nous n'avons pas poussé plus loin nos analyses pour tenter de déterminer quels facteurs pourraient contribuer à atténuer ou à aggraver les conséquences de chocs dans la vie d'un enfant comme nous l'avions prévu au départ.

7. Incidence des premiers résultats sur le rendement ultérieur

Dans les chapitres 5 et 6, nous avons étudié les répercussions des « antécédents » (soit les caractéristiques mesurées au cycle 1) et des transitions (soit les chocs ou les changements survenus entre les cycles 1 et 2, 2 et 3 et 1 et 3) sur le rendement de l'enfant. Dans ce chapitre-ci, nous complétons cette analyse en examinant une autre dimension des « antécédents », soit l'incidence des premiers résultats obtenus par un enfant sur son rendement ultérieur. Nous avons déjà pu partiellement nous en faire une première idée grâce à l'analyse présentée au chapitre 4, où nous avons vu qu'il existe des corrélations entre le rendement mesuré au cycle 1 et au cycle 3. Toutefois, bien qu'elle offre certaines indications, cette analyse est loin d'être concluante puisque de telles corrélations peuvent être attribuables à un troisième facteur qui n'est pas pris en compte dans cette analyse bivariée.

Dans ce chapitre, nous utilisons une analyse multivariée de la relation entre les premiers résultats, mesurés aux cycles 1 et 2, et le rendement mesuré au cycle 3. Autrement dit, nous estimons les relations de la forme suivante :

$$Y_{ij} = \alpha + \beta X_{ij} + \gamma Z_{ij} + u_{ij}$$

où Y_{ij} représente le rendement de l'enfant i, vivant dans le ménage j, α, β et γ sont les paramètres à estimer, X_{ij} est un vecteur des caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage, Z_{ij} est une mesure du rendement antérieur et u_{ij} est un terme d'écart. Avant de poursuivre, toutefois, nous devons soulever le point suivant. Z_{ij} n'est pas une variable exogène; en fait, il s'agit d'un résultat déterminé par les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage pendant des périodes antérieures ainsi que des caractéristiques non observées absorbées dans u_{ij}. Par conséquent, il est raisonnable de s'attendre à ce que $E(Z_{ij}u_{ij}) \neq 0$. Par exemple, un enfant qui manifeste un plus grand intérêt ou de meilleures aptitudes pour la lecture (une caractéristique non observable absorbée dans u_{ij}) obtiendra, tous les autres facteurs étant constants, de meilleurs résultats, tels que mesurés et par Y_{ij} et par Z_{ij}. Par conséquent, toutes les estimations paramétriques sont sujettes au biais.

Nos résultats sont présentés aux tableaux 5 et 6a à 6f. Pour permettre la comparaison, la première colonne reprend nos constatations de base présentées au tableau 2, que nous appelons « spécification (1) ». Ensuite, nous donnons les résultats obtenus en traitant le rendement antérieur comme une variable exogène. Dans la spécification (2), nous incluons le rendement mesuré au cycle 1. Pour les enfants âgés de 8 et 9 ans en 1998 (c.-à-d. ceux qui étaient âgés de 4 ou 5 ans au cycle 1), il s'agit là du score à l'EVIP. Pour les enfants plus âgés, le score en mathématiques représente le rendement de départ. Dans la spécification (3), le rendement antérieur est le score obtenu aux tests de lecture et de mathématiques du cycle 2. L'un des avantages de cette façon de procéder est qu'elle nous permet de comparer l'incidence d'autres caractéristiques, telles que la scolarité de la PCM et le revenu du ménage, une fois que l'on a tenu compte de ces résultats antérieurs. Nous apportons ensuite deux changements à cette spécification.

D'abord, nous traitons le rendement antérieur comme endogène, en utilisant deux séries différentes d'instruments. La première série est constituée des « chocs » et « transitions » survenus entre 1994 et 1996. Il s'agit du développement ou de la disparition d'une limitation d'activités chez l'enfant, de l'arrivée ou de la perte de frères ou sœurs biologiques ou par alliance, d'un changement d'école ou de garderie, du mariage, du divorce, du déménagement ou de l'obtention d'un diplôme d'études de la PCM et d'un mouvement du ménage vers une situation de pauvreté ou hors de celle-ci. Deuxièmement, nous intégrons comme série supplémentaire de variables explicatives la même série de variables liées aux chocs et aux transitions, mais pour la période allant de 1996 à 1998 (c.-à-d. les changements survenus entre les cycles 2 et 3). Enfin, comme nous n'avons pas de « rendement » pour les enfants qui étaient âgés de 0 à 2 ans au début de l'ELNEJ, nous limitons notre analyse aux trois cohortes plus âgées. Même avec cette limite, nous avons quatre nouvelles spécifications pour trois cohortes, chacune portant sur deux types de rendement. Nous présentons donc nos résultats par thème.

Tableau 5
Score à l'EVIP — Enfants de 4 à 6 ans

	(1)	(2)
Caractéristiques de la PCM		
Âge	0,40 (4,07)**	0,41 (3,97)**
Sans diplôme d'études secondaires	-3,86 (3,07)**	-3,75 (3,02)**
Diplôme d'études postsecondaires	1,40 (1,59)	1,28 (1,44)
Diplôme universitaire	3,66 (2,95)**	3,26 (2,60)**
Parent seul	1,13 (0,91)	1,24 (1,01)
Caractéristiques du ménage		
Revenu (x 1 000)	0,23 (3,87)**	0,23 (3,71)**
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,00009 (1,81)*	-0,00009 (1,58)
Rendement antérieur		
Poids insuffisant à la naissance		-4,57 (2,38)**
Moyenne, variable dépendante	98,6	

Remarques :
(1) Spécification présentée au tableau 2.
(2) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score à l'EVIP (traité comme une variable exogène) du cycle 1.

Tableau 6a
Score en mathématiques — Enfants de 8 et 9 ans

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Caractéristiques de la PCM					
Parent seul	-18,14 (0,84)	-5,56 (0,64)	-22,89 (2,27)**	-16,19 (1,02)	-
Âge	0,27 (0,51)	0,37 (0,64)	0,69 (0,82)	0,77 (0,63)	-
Sans diplôme d'études secondaires	-16,00 (1,89)*	-13,37 (1,50)	-17,99 (1,45)	-21,95 (1,27)	-
Diplôme d'études postsecondaires	-1,52 (0,25)	-4,57 (0,73)	-11,42 (1,23)	-2,48 (0,20)	-
Diplôme universitaire	30,59 (3,57)**	21,94 (2,43)**	34,51 (2,79)**	19,79 (1,17)	-
Caractéristiques du ménage					
Revenu (x 1 000)	-0,0003 (0,01)	-0,0007 (0,02)	-0,205 (0,45)	1,25 (1,02)	-
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,0002 (0,56)	-0,00001 (0,35)	-0,0002 (0,60)	-0,0003 (1,67)*	-
Rendement antérieur					
EVIP du cycle 1	-	0,47 (2,20)**	-	-	-
Score en mathématiques du cycle 2	-	-	0,38 (5,07)**	0,58 (2,92)**	0,72 (6,37)**
Test F sur les instruments portant sur le rendement antérieur	-	-	-	2,91**	3,75**
Moyenne, variable dépendante	401,3				

Remarques :

(1) Spécification présentée au tableau 2; (2) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score à l'EVIP (traité comme une variable exogène) du cycle 1.

(2) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 2.

(3) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996.

(4) Le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996 ainsi que les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage observées en 1994.

Tableau 6b
Score en lecture — Enfants de 8 et 9 ans

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Caractéristiques de la PCM					
Parent seul	2,87 (0,63)	8,35 (1,92)*	-0,05 (0,01)	11,05 (0,96)	-
Âge	0,09 (0,25)	0,21 (0,75)	0,18 (0,32)	0,34 (0,44)	-
Sans diplôme d'études secondaires	-24,18 (4,08)**	-19,69 (3,63)**	-18,74 (1,54)	-5,51 (0,39)	-
Diplôme d'études postsecondaires	2,18 (0,58)	-0,22 (0,06)	-4,36 (0,84)	0,55 (0,07)	-
Diplôme universitaire	11,32 (1,60)	-1,14 (0,21)	9,65 (1,24)	-0,006 (0,00)	-
Caractéristiques du ménage					
Revenu (x 1 000)	0,52 (1,96)**	0,44 (2,00)**	-0,205 (0,63)	1,31 (1,34)	-
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,00025 (1,07)	-0,0008 (0,45)	-0,0002 (0,68)	-0,0002 (1,14)	-
Rendement antérieur					
EVIP du cycle 1	-	0,84 (6,04)**	-	-	-
Score en lecture du cycle 2	-	-	0,62 (6,79)**	1,02 (3,79)**	0,92 (5,43)**
Test F sur les instruments portant sur le rendement antérieur	-	-	-	4,63**	5,75**
Moyenne, variable dépendante	223,9				

Remarques :

(1) Spécification présentée au tableau 2.

(2) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score à l'EVIP (traité comme une variable exogène) du cycle 1.

(3) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 2.

(4) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996.

(5) Le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996 ainsi que les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage observées en 1994.

Tableau 6c
Score en mathématiques — Enfants de 11 et 13 ans

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Caractéristiques de la PCM					
Parent seul	-6,52 (0,56)	21,31 (1,29)	12,39 (1,15)	5,12 (0,39)	-
Âge	1,41 (1,67)*	2,64 (2,94)**	0,47 (0,62)	0,30 (0,33)	-
Sans diplôme d'études secondaires	-14,12 (1,42)	0,84 (0,06)	-2,39 (0,21)	-0,88 (0,07)	-
Diplôme d'études postsecondaires	-4,22 (0,53)	-1,82 (0,16)	8,27 (1,20)	4,20 (0,46)	-
Diplôme universitaire	23,48 (2,04)**	27,89 (1,75)*	43,08 (3,50)**	41,74 (3,20)**	-
Caractéristiques du ménage					
Revenu (x 1 000)	-1,08 (1,06)	0,78 (0,65)	1,61 (1,81)*	2,02 (1,28)	-
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,0007 (0,44)	-0,0005 (0,22)	-0,002 (1,47)	-0,002 (1,37)	-
Rendement antérieur					
Score en mathématiques du cycle 1	-	0,43 (5,69)**	-	-	-
Score en mathématiques du cycle 2	-	-	0,54 (8,28)**	0,30 (0,82)	0,82 (7,00)**
Test F sur les instruments portant sur le rendement antérieur	-	-	-	1,59*	8,73**
Moyenne, variable dépendante	518,5				

Remarques :
(1) Spécification présentée au tableau 2.
(2) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 1.
(3) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 2.
(4) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996.
(5) Le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996 ainsi que les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage observées en 1994.

Tableau 6d
Score en lecture — Enfants de 11 et 13 ans

Caractéristiques de la PCM					
Parent seul	0,71 (0,18)	-0,20 (0,03)	2,86 (0,85)	5,05 (1,03)	-
Âge	0,58 (1,85)*	1,04 (2,49)**	0,03 (0,13)	0,18 (0,50)	-
Sans diplôme d'études secondaires	-7,95 (1,67)*	-7,12 (1,04)	3,04 (0,59)	-1,84 (0,28)	-
Diplôme d'études postsecondaires	-0,77 (0,24)	1,52 (0,29)	1,77 (0,56)	3,71 (0,96)	-
Diplôme universitaire	8,40 (2,02)**	4,76 (0,84)	9,57 (2,32)**	9,61 (2,32)**	-
Caractéristiques du ménage					
Revenu (x 1 000)	0,37 (1,00)	-0,44 (0,76)	0,42 (1,10)	0,64 (1,28)	-
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,00012 (0,22)	0,001 (1,28)	-0,0005 (0,99)	-0,0006 (1,02)	-
Rendement antérieur					
Score en mathématiques du cycle 1	-	0,14 (3,77)**	-	-	-
Score en lecture du cycle 2	-	-	0,51 (10,85)**	0,20 (1,39)	0,43 (5,52)**
Test F sur les instruments portant sur le rendement antérieur	-	-	-	2,48**	10,99**
Moyenne, variable dépendante	268,6				

Remarques :
(1) Spécification présentée au tableau 2.
(2) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 1.
(3) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en lecture (traité comme une variable exogène) du cycle 2.
(4) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en lecture (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996.
(5) Le score en lecture (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996 ainsi que les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage observées en 1994.

Tableau 6e
Score en mathématiques – Enfants de 15 ans

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Caractéristiques de la PCM					
Parent seul	-12,99 (0,67)	-6,95 (0,43)	2,26 (0,15)	-11,81 (0,52)	-
Âge	2,09 (1,71)*	0,49 (0,35)	0,38 (0,35)	1,72 (1,13)	-
Sans diplôme d'études secondaires	6,04 (0,37)	-18,16 (1,07)	19,71 (1,42)	23,31 (1,22)	-
Diplôme d'études postsecondaires	14,77 (1,01)	2,04 (0,15)	16,58 (1,01)	20,47 (1,13)	-
Diplôme universitaire	63,64 (3,52)**	30,82 (1,60)	34,53 (1,76)*	59,88 (2,61)**	-
Caractéristiques du ménage					
Revenu (x 1 000)	2,95 (1,99)**	2,17 (1,57)	0,29 (0,22)	1,28 (0,74)	-
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,0039 (2,10)**	-0,003 (1,76)*	-0,0004 (0,24)	-0,0013 (0,57)	-
Rendement antérieur					
Score en mathématiques du cycle 1	-	0,62 (6,94)**	-	-	-
Score en mathématiques du cycle 2	-	-	0,74 (12,77)**	0,13 (0,48)	0,86 (5,67)**
Test F sur les instruments portant sur le rendement antérieur	-	-	-	2,48**	4,17**
Moyenne, variable dépendante	631,7				

Remarques :

(1) Spécification présentée au tableau 2.

(2) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 1.

(3) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 2.

(4) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996.

(5) Le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996 ainsi que les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage observées en 1994.

Tableau 6f Score en lecture – Enfants de 15 ans					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Caractéristiques de la PCM					
Parent seul	-3,69 (0,56)	1,11 (0,14)	-0,00 (0,00)	-2,68 (0,36)	-
Âge	1,14 (2,39)**	1,18 (2,44)**	0,35 (0,68)	0,61 (0,96)	-
Sans diplôme d'études secondaires	0,99 (0,12)	-8,26 (0,63)	2,76 (0,28)	2,39 (0,21)	-
Diplôme d'études postsecondaires	1,73 (0,26)	0,65 (0,11)	-2,63 (0,45)	-3,51 (0,52)	-
Diplôme universitaire	8,08 (1,44)	-2,79 (0,49)	-6,94 (1,25)	-0,16 (0,02)	-
Caractéristiques du ménage					
Revenu (x 1 000)	1,02 (1,70)*	0,96 (1,69)*	0,46 (0,70)	-0,29 (0,49)	-
Revenu quadratique (x 100 000)	-0,0016 (2,02)**	-0,002 (2,14)**	-0,0006 (0,60)	0,0002 (0,18)	-
Rendement antérieur					
Score en mathématiques du cycle 1	-	0,13 (3,33)**	-	-	-
Score en lecture du cycle 2	-	-	0,57 (7,88)**	0,22 (0,81)	0,53 (2,83)**
Test F sur les instruments portant sur le rendement antérieur	-	-	-	1,12	4,56**
Moyenne, variable dépendante	289,2				

Remarques :
(1) Spécification présentée au tableau 2.
(2) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 1.
(3) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable exogène) du cycle 2.
(4) Spécification présentée au tableau 2 *plus* le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996.
(5) Le score en mathématiques (traité comme une variable endogène) du cycle 2 *plus* les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Les instruments sont les « chocs » vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996 ainsi que les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage observées en 1994.

L'une des questions qui nous intéressent est de savoir si les caractéristiques de la PCM et du ménage ont une incidence en plus de toute relation qu'elles ont avec un rendement affiché antérieurement. Afin de déterminer si tel est le cas, nous comparons les résultats de la spécification (1) — qui exclut le rendement antérieur — aux résultats des spécifications (2) à (4). La tendance générale qui se dégage des six tableaux est la suivante. Un certain nombre de caractéristiques de la PCM et du ménage, telles que mesurées au cycle 1, ont une incidence sur le rendement mesuré au cycle 3 lorsque l'on *exclut* la mesure antérieure du rendement. Toutefois, lorsque l'on intègre la mesure du rendement antérieur, l'incidence de ces caractéristiques commence à diminuer. Ce qui étonne vraiment est que, lorsque nous comparons la spécification (4) — dans laquelle le rendement antérieur est traité comme une variable endogène — à la spécification (1), l'incidence des caractéristiques antérieures de la PCM et du ménage disparaît presque entièrement. Le seul effet appréciable qui demeure est

celui de l'obtention d'un diplôme universitaire par la PCM, une variable qui contribue toujours à accroître les scores en mathématiques des enfants de 11, 13 et 15 ans. Bien que le revenu quadratique au tableau 6a et le diplôme universitaire au tableau 6d soient tous deux statistiquement significatifs, à moins de 3 % dans les deux cas, l'ampleur de l'effet est sans réelle importance.

Nous examinons ensuite l'incidence du rendement mesuré quatre ans auparavant sur le rendement ultérieur, en tenant compte de la même série de caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage que nous décrivons au chapitre 5. Toutefois, en l'absence d'instruments viables, nous traitons ce rendement antérieur comme une variable exogène. Nous relevons une relation statistiquement significative dans toutes les six spécifications. De plus, l'ampleur de certains de ces liens est importante. Prenons en exemple le tableau 6e, qui présente l'incidence du score en mathématiques obtenu par l'enfant lorsqu'il était âgé de 11 ans sur son score en mathématiques à l'âge de 15 ans. Notons d'abord que le coefficient du score en mathématiques antérieur est de 0,62, ce qui signifie que chaque point supplémentaire obtenu au test de mathématiques effectué en 1994 est associé à une augmentation de 0,62 point du score de 1998. Ensuite, rappelons-nous que nous avons, au tableau 3, simulé l'incidence de divers changements des caractéristiques de la PCM et du ménage sur le rendement. Prenons par exemple le cas de deux enfants identiques en tous points sur le plan des caractéristiques observables à l'exception de la scolarité de leur PCM. Le tableau 3 nous indique que l'enfant dont la PCM n'a pas terminé ses études secondaires aurait, à l'âge de 11 ans, un score en mathématiques de 2,8 % ou 14 points inférieur au cas de base. L'enfant dont la PCM possède un diplôme universitaire obtiendrait, au même âge, un score en mathématiques de 4,7 % ou 24 points supérieur au cas de base. Ainsi, on prédit une différence de 38 points entre les scores en mathématiques obtenus par ces enfants à l'âge de 11 ans. À l'âge de 15 ans, l'écart de rendement relevé entre ces enfants — en supposant qu'ils vivent exactement les mêmes chocs et transitions — est attribuable à l'effet direct de la scolarité de la PCM (coefficients de 18,16 et de 30,82 respectivement) et à l'incidence de cette caractéristique de la PCM sur le score en mathématiques antérieur. La différence de leurs scores prévus en mathématiques représente la somme des valeurs absolues des caractéristiques liées à la scolarité de la PCM (18,16 + 30,82) *plus* la différence de scores en mathématiques prévus au cycle 1 — 38 fois 0,62. Collectivement, cela produit une différence de rendement prévu à l'âge de 15 ans de 72,5 points, soit une différence de 13 % relativement à la moyenne.

La comparaison du rendement mesuré au cycle 1 à celui du cycle 2 est également révélatrice. Comme le test de lecture effectué au cycle 1 présentait certains problèmes, nous ne pouvons que comparer les scores en mathématiques pour les enfants âgés de 11 et 13 ans et de 15 ans en 1998. Dans les deux cas, comme on peut le voir en comparant les spécifications (2) et (3) aux tableaux 6c et 6e, les coefficients des scores en mathématiques sont plus élevés lorsque nous utilisons le rendement antérieur le plus récent.

L'étape suivante consiste à examiner l'incidence éventuelle de l'endogénéité du rendement antérieur. Notre première tentative à cet égard se trouve dans la spécification (4). Rappelons que nous avons utilisé les représentations des chocs et transitions vécus entre 1994 et 1996 décrites plus haut comme instruments. Nous voulons comparer ces résultats à ceux de la spécification 3. Une telle comparaison dans les

six tableaux produit une série de résultats ambigus. Dans deux cas — le score en mathématiques pour les enfants de 8 et 9 ans; le score en lecture pour les enfants de 8 et 9 ans — l'utilisation d'instruments a pour effet d'accroître la taille de l'estimation paramétrique pour le rendement antérieur. Cependant, dans les quatre autres cas, l'utilisation d'instruments entraîne une baisse considérable de cette estimation, qui devient statistiquement non significative. Il semblerait donc que, pour les enfants plus âgés, le rendement antérieur n'ait aucune incidence sur le rendement ultérieur une fois que l'on tient compte de l'endogénéité du premier.

Une telle conclusion serait toutefois précipitée. Bound, Jaeger et Baker (1995) démontrent que lorsque des instruments ont une faible efficacité statistique, la méthode des moindres carrés à deux degrés a peu de chances de permettre de corriger le biais d'endogénéité et pourrait, ce qui serait encore plus grave, entraîner un biais par défaut des estimations paramétriques. Une des façons d'examiner l'efficacité explicative de ces instruments consiste à prendre note des résultats d'un test F sur leur signification conjointe dans la régression du premier degré servant à prédire la variable endogène. Ces résultats sont présentés à la dernière rangée des tableaux 6a à 6f. À l'instar des constatations présentées plus tôt au sujet du peu d'importance relative des variables liées aux transitions, toutes ces statistiques F sont remarquablement peu élevées, bien au-dessous de la valeur cible de 8 à 10 proposée par Bound, Jaeger et Baker. Pour pouvoir corriger ce problème avec les instruments, il nous faut trouver d'autres variables ayant un pouvoir explicatif dans la régression du premier degré (c.-à-d. des variables qui déterminent le rendement antérieur) que nous pouvons plausiblement exclure de notre régression du deuxième degré (c.-à-d. qu'elles n'ont pas d'effet sur le rendement ultérieur). Rappelons-nous que nous avons déjà souligné que les caractéristiques de la PCM et du ménage, telles que mesurées en 1994, ont peu d'incidence sur le rendement mesuré en 1998, une fois que l'on tient compte d'une mesure du rendement antérieur. Cela laisse supposer que ces caractéristiques pourraient également être des instruments plausibles.

En conséquence, les tableaux 6a à 6f présentent les résultats d'une deuxième tentative d'estimation d'une régression selon la méthode des moindres carrés à deux degrés (ce que nous appellerons la spécification (5)). Le rendement mesuré au cycle 2 est traité comme une variable endogène, les chocs vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1994 et 1996 ainsi que les caractéristiques de l'enfant, de la PCM et du ménage observées en 1994 étant utilisés comme instruments. Les déterminants supplémentaires du rendement affiché au cycle 3 sont les chocs et les transitions vécus par l'enfant, la PCM et le ménage entre 1996 et 1998. Quatre constatations particulièrement intéressantes se dégagent des six tableaux. Premièrement, la valeur du test F sur les instruments augmente, laissant supposer que nous parvenons à mieux prédire la variable endogène (bien que ces valeurs ne soient pas toujours aussi élevées que nous l'aimerions). Deuxièmement, cette série d'instruments plus efficaces nous permet encore une fois de constater une relation statistiquement significative entre les rendements antérieur et ultérieur. Troisièmement, dans quatre cas (tous les scores en mathématiques ainsi que le score en lecture des enfants âgés de 8 et 9 ans en 1998), l'estimation paramétrique augmente comparativement à la spécification (3), où la même mesure de rendement antérieur est traitée comme une variable exogène. Dans les deux autres cas, les estimations paramétriques

demeurent essentiellement les mêmes. Cela nous indique que le fait de ne pas tenir compte de l'endogénéité du rendement antérieur entraîne une sous-estimation de leur corrélation au fil du temps. Quatrièmement, l'ampleur de ces relations a tendance à être plus forte du côté des scores en mathématiques que de celui des scores en lecture.

Nous pouvons aussi, pour tenter d'en apprendre un peu plus sur l'importance du rendement antérieur (c.-à-d., les « antécédents ») pour le rendement actuel, utiliser nos modèles de régression estimés pour calculer la différence du rendement actuel qui découlerait d'un changement donné du rendement antérieur. Les résultats d'une telle démarche sont présentés au tableau 7, qui illustre pour chacune des spécifications présentées aux tableaux 5 et 6a à 6f (et pour chacune des cohortes), les conséquences prédites d'une augmentation de 15 % des scores antérieurs. (La seule exception est la « cohorte des bébés » pour laquelle nous ne pouvons prédire que les répercussions d'un poids insuffisant à la naissance par rapport à un poids normal.)

Tableau 7
Simulation de l'incidence de changements du rendement antérieur (différence en pourcentage par rapport au cas de base)

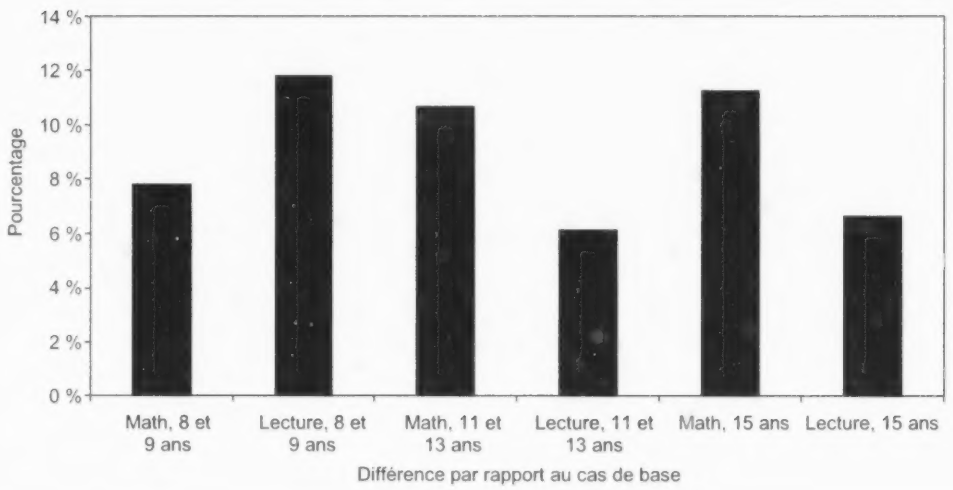
	4 à 6 ans	8 et 9 ans		11 et 13 ans		15 ans	
	EVIP	Math	Lecture	Math	Lecture	Math	Lecture
Poids insuffisant à la naissance	-4,7 %	-	-	-	-	-	-
Augmentation du rendement au cycle 1	-	1,8 %	5,6 %	4,9 %	2,9 %	8,3 %	3,3 %
Augmentation du rendement au cycle 2	-	4,1 %	8,3 %	7,3 %	7,1 %	10,4 %	8,5 %
Augmentation du rendement au cycle 2 (spécification des variables instrumentales)	-	7,8 %	11,8 %	10,7 %	6,1 %	11,3 %	6,6 %

Remarques : Cette simulation est fondée sur les spécifications (2) du tableau 5 et (2), (3) et (5) des tableaux 6a à 6f. Dans chacun des cas, la simulation consiste à accroître le rendement antérieur de 15 %. Pour le groupe des 4 à 6 ans, la simulation consistait à utiliser l'enfant dont le poids à la naissance était insuffisant comme cas de base.

Bien que les résultats pour tous les modèles estimés soient présentés dans les tableaux 6a à 6f, cette analyse porte plus particulièrement sur les résultats de la simulation correspondant à la spécification 5, puisqu'il s'agit, comme nous l'avons souligné dans la section précédente, du modèle que nous privilégions. Prenons tout d'abord la cohorte d'enfants qui étaient âgés de 4 ou 5 ans en 1994, donc de 8 ou 9 ans en 1998. La figure 13 montre que pour le « cas de base » (c.-à-d. toutes les variables de changement étant fixées à 0 et la variable continue, soit le rendement antérieur, fixée à la moyenne), une augmentation de 15 % du score en mathématiques obtenu en 1996 produit une augmentation de 7,8 % du score en mathématiques de 1998; une augmentation de 15 % du score en lecture obtenu en 1996 produit une augmentation de 11,8 % de ce score

en 1998. Dans le cas des enfants qui étaient âgés de 9 et 11 ans en 1998, une augmentation de 15 % du score en mathématiques de 1996 est associée à une augmentation de 10,7 % de ce score en 1998; une augmentation de 15 % du score en lecture est liée à une augmentation de 6,1 % du score en lecture obtenu en 1998. Enfin, pour ce qui est des enfants qui étaient âgés de 15 ans en 1998, soit notre cohorte la plus âgée, une augmentation de 15 % du score en mathématiques de 1996 est associée à une augmentation de 11,3 % du score en mathématiques de 1998; une augmentation de 15 % du score en lecture de 1996 est liée à une augmentation de 6,6 % du score en lecture obtenu en 1998.

Figure 13
Différence de rendement en pourcentage à la suite d'une augmentation de 15 % du score obtenu au cycle 2



Même ces simulations ne peuvent toutefois dépeindre avec exactitude la pleine mesure dans laquelle les « antécédents » peuvent compter dans les résultats de l'enfant. Pour mieux illustrer l'effet « boule de neige » possible des antécédents, comparons le développement de deux garçons, dont toutes les caractéristiques sauf celles mentionnées ci-après sont identiques, et qui étaient âgés de 7 ans en 1994. Supposons que le premier représente notre « cas de base » moyen (c.-à-d., il s'agit d'un enfant de race blanche, né pendant le premier trimestre de l'année, vivant dans une région urbaine de l'Ontario et dont la PCM est d'âge moyen et a terminé ses études secondaires; le revenu familial est le revenu moyen pour l'échantillon). L'autre est « défavorisé » en ce sens qu'il vient d'une famille dont le revenu se situe au 25^{e} percentile, sa mère est de 10 ans plus jeune que la moyenne et n'a pas terminé ses études secondaires. À l'aide de notre modèle de base pour la « cohorte intermédiaire » (c.-à-d. celui présenté au tableau 2), nous pourrions prédire que lorsque les deux enfants auront atteint l'âge de 11 ans, l'enfant défavorisé affichera un score en mathématiques de 6,7 % inférieur (469 comparativement à 502,6). (Nous avons déjà illustré ce point à la figure 11). Maintenant, si nous supposons que l'enfant défavorisé le demeure relativement au cas de base, et que, *en plus*, a de moins bonnes

habiletés en mathématiques à l'âge de 11 ans, lorsqu'il aura atteint l'âge de 15 ans les deux facteurs auront contribué à limiter son développement. Portons maintenant notre démarche à la différence qui existera entre les scores en mathématiques de ces deux enfants lorsqu'ils auront atteint l'âge de 15 ans (au moyen de la spécification 2 du tableau 5[19]). Nos calculs laissent supposer que cette différence passerait à 9,3 %, dont 5,4 % pourrait être attribué à l'effet direct du désavantage de départ (c.-à-d., le revenu moins élevé et la PCM plus jeune et moins instruite) et l'autre 3,9 %, aux conséquences indirectes de ce désavantage, soit la persistance de problèmes accumulés dans le passé — l'effet « boule de neige ».

Comme nous avons étudié de nombreux résultats dans ce chapitre, il convient de conclure par un résumé de nos constatations principales. L'avenir *est* dicté par les antécédents. Il existe un lien de causalité entre les premiers résultats — tant en ce qui concerne la signification statistique que l'ampleur — et le rendement ultérieur. Ce lien de causalité est en général plus important lorsque nous tenons compte — quoique imparfaitement — de l'endogénéité des premiers résultats, et plus important également pour les scores en mathématiques. Les caractéristiques de la PCM et du ménage ont peu d'incidence sur le rendement ultérieur en plus de celle qu'elles ont déjà sur les premiers résultats.

[19] Nous intégrons à ce point-ci le score en mathématiques plus faible prédit à l'âge de 11 ans et continuons de supposer les mêmes éléments de désavantage. Soulignons que cette démarche est fondée sur l'hypothèse voulant que les estimations par régression demeurent stables dans toutes les cohortes et au fil du temps.

8. Conclusion

Notre question de départ, et le titre de ce document étaient : « Notre avenir est-il dicté par nos antécédents? » Nous voulions déterminer si les structures de possibilités, les niveaux de ressources et les contextes antérieurs avaient des conséquences à long terme sur le rendement ultérieur des enfants. Les résultats de notre étude laissent supposer que tel est le cas. Nous avons utilisé des données de trois cycles de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, soit ceux de 1994, 1996 et 1998, pour examiner trois questions interreliées, à savoir quelle est l'incidence des structures de possibilités, des niveaux de ressources et du contexte antérieurs sur la maturité et les résultats scolaires ultérieurs de l'enfant, si les chocs ou les transitions modifient la trajectoire de ces résultats de façon positive ou négative et quel rôle les interventions stratégiques jouent et peuvent jouer dans l'amélioration de ces résultats. Les ressources comprennent les caractéristiques de la personne connaissant le mieux l'enfant (le plus souvent la mère), telles que l'âge, le niveau de scolarité et l'état de santé, les caractéristiques du ménage, telles que le niveau de revenu, les caractéristiques liées au quartier et le lieu de résidence. Les transitions comprennent le développement ou la disparition d'une limitation d'activités chez l'enfant, l'arrivée ou la perte de frères et sœurs biologiques ou par alliance, un changement d'école ou de garderie, un mariage, un divorce et un changement de revenu poussant le ménage dans une situation de pauvreté ou hors de celle-ci.

L'âge et le niveau de scolarité de la personne le plus souvent en contact avec l'enfant, donc qui le connaît le mieux, mesurés en 1994, ont un effet à long terme sur la maturité scolaire de l'enfant, selon l'EVIP et des tests de mathématiques et de lecture effectués quatre ans plus tard. Le revenu du ménage en 1994 a également un effet sur les résultats obtenus en 1998, quoique d'ampleur assez faible. L'effet cumulatif de ces caractéristiques est important. Par exemple, un enfant « défavorisé » — un enfant dont la mère est jeune et n'a pas terminé ses études secondaires, vivant dans un ménage dont le revenu se situe au 25^{e} percentile en 1994 — obtient en 1998 un score au test de mathématiques de 13 à 22 % inférieur à celui d'un enfant « avantagé » — un enfant dont la mère est plus âgée et a fait des études universitaires, vivant dans un ménage dont le revenu se situe au 75^{e} percentile en 1994. Comparativement, mis à part la présence d'une limitation d'activités, les caractéristiques observables de l'enfant et du quartier, de même que les autres caractéristiques parentales — y compris l'état matrimonial — ont peu d'incidence systématique sur ces résultats. Étonnamment, aucune des transitions observées n'a d'effet appréciable sur ces résultats.

On constate que le type de rendement obtenu se maintient au fil du temps. Des totalisations croisées montrent que les enfants se situant dans le quintile inférieur ou supérieur du rendement en 1994 sont très susceptibles de toujours se trouver dans le même groupe quatre ans plus tard. Dans le contexte de l'analyse multivariée, ce maintien des résultats au fil du temps est robuste à l'inclusion des caractéristiques de l'enfant, des parents et du ménage, de même qu'à l'utilisation de techniques d'estimation tenant compte de l'endogénéité du rendement.

Annexe A

Incidence possible du biais attribuable à l'érosion

Il y a deux sources possibles d'érosion de l'échantillon dans le cadre de l'ELNEJ. La première touche la possibilité que certains enfants ne puissent être retracés parce que le ménage a déménagé ou refuse ou n'est pas en mesure de continuer à participer à l'enquête. La deuxième est liée à l'absence de données complètes sur certains types de rendement, corrélats ou variables prédictives. Pour illustrer l'aspect problématique de l'érosion, prenons en exemple la « cohorte intermédiaire », soit les enfants âgés de 7 ou 9 ans en 1994. Au premier cycle, 69 % de ces enfants vivaient dans un logement dont leurs parents étaient propriétaires. Toutefois, sur les enfants qui ont pu participer de nouveau à l'enquête au cycle 3, 77 % vivaient dans un logement dont leurs parents étaient propriétaires en 1994. Si l'érosion était purement aléatoire, cette proportion serait demeurée la même entre les cycles 1 et 3. Toutefois, il semblerait que les enfants vivant dans un logement loué — ou un autre type de logement dont les habitants ne sont pas propriétaires — soient moins susceptibles de participer de nouveau aux entrevues, présumément parce que ces familles sont plus mobiles. Supposons que, tous les autres facteurs étant maintenus constants, les enfants de familles mobiles vivent des perturbations dans leur trajectoire d'apprentissage. Si on ne tient pas compte de ce facteur, les analyses subséquentes seraient fondées sur un échantillon qui ne comprend pas les enfants qui sont plus susceptibles de vivre de telles perturbations.

Pour bien comprendre l'ampleur et l'incidence probable d'un tel biais éventuel, il faut d'abord comprendre comment fonctionne l'ELNEJ, l'ampleur de l'érosion et les mécanismes déjà en place pour tenir compte de ce biais.

L'ELNEJ vise à suivre un échantillon représentatif d'enfants canadiens de la naissance à l'âge adulte. Le premier cycle de collecte de données a été mené pendant l'hiver et le printemps 1994-1995. Comme le montre le tableau 1, l'échantillon prélevé comprenait 22 831 enfants. Lorsque l'on compare la proportion de répondants du « fichier principal » à la proportion d'enfants de moins de 15 ans du recensement de 1996, on peut voir que les proportions de l'échantillon pour chaque province ne correspondent pas à la proportion réelle d'enfants dans chacune. Les provinces plus petites sont surreprésentées dans l'échantillon et les plus grandes y sont sous-représentées. Cet état de choses repose sur plusieurs décisions conscientes, plus particulièrement, en ce qui concerne la nécessité d'établir pour chaque province un échantillon suffisamment vaste pour produire des estimations fiables et la demande présentée par le gouvernement du Nouveau-Brunswick de constituer un échantillon supplémentaire (au cycle 2, Statistique Canada, 1999).

Le deuxième cycle a été mené au cours de l'hiver et du printemps 1996-1997 et le troisième, pendant la période allant de l'automne 1998 à juin 1999. La taille de l'échantillon a diminué entre les cycles 1 et 3, et ce, pour plusieurs raisons. D'abord, pour des questions de coût, il a été décidé de laisser tomber environ 5 000 enfants (Knighton, Claveau, Laflamme et

Michaud, 2000; Statistique Canada, 2001). Deuxièmement, au cycle 1, jusqu'à quatre enfants par ménage pouvaient participer aux entrevues. Afin de diminuer le fardeau du répondant, ce nombre a été réduit à un maximum de deux enfants (Statistique Canada, 2001). De plus, les répondants peuvent décider si l'information qu'ils donnent doit être conservée uniquement par Statistique Canada ou peut être mise à la disposition d'autres ministères; ce sous-échantillon est appelé le « fichier commun ».

Toutes ces particularités réunies compliquent l'examen de l'érosion de l'échantillon de l'ELNEJ. Ainsi, le tableau A1 met l'accent sur un certain nombre de caractéristiques importantes. D'abord, pour faire suite aux décisions intentionnelles concernant l'échantillon et à l'érosion de ce dernier, on constate des diminutions considérables du nombre d'enfants pour lesquels on dispose de données. Juste un peu moins des deux tiers (63,8 %) des enfants qui se trouvent dans le fichier commun du cycle 1 y sont encore au cycle 3. Deuxièmement, on relève des différences marquées entre les provinces sur le plan de l'érosion de l'échantillon initial, allant de 44,8 % à l'Île-du-Prince-Édouard à 31,1 % au Québec. Troisièmement, les ratios d'érosion signalés dans le fichier principal et le fichier commun ne sont pas les mêmes. En moyenne, l'érosion est de 6 % plus élevée dans le fichier commun. Toutefois, ce ratio varie de façon appréciable d'une province à l'autre, l'érosion relevée dans le fichier commun pour les provinces de Terre-Neuve, de la Nouvelle-Écosse, du Nouveau-Brunswick et de la Saskatchewan étant considérablement plus élevée que la moyenne.

Tableau A1
Érosion de l'échantillon entre les cycles 1 et 3, selon la province

Province	Nombre d'enfants ayant participé, cycle 1, fichier principal	Nombre d'enfants ayant participé, cycle 1, fichier commun	Proportion de l'échantillon, cycle 1, fichier principal	Proportion de l'échantillon, cycle 1, fichier commun	Proportion d'enfants de moins de 15 ans, recensement de 1996	Nombre d'enfants interviewés pour le cycle 3, fichier principal	Nombre d'enfants interviewés pour le cycle 3, fichier commun	Proportion de l'échantillon restant au cycle 3, fichier principal	Proportion de l'échantillon restant au cycle 3, fichier commun	Proportion d'érosion au cycle 3, fichier principal	Proportion d'érosion au cycle 3, fichier commun	Ratio entre l'érosion du fichier commun et l'érosion du fichier principal
Terre-Neuve	1 232	1 176	5,4 %	5,5	1,9	846	729	5,6 %	5,3	31,3 %	38,0 %	1,21
Île-du-Prince-Édouard	764	735	3,4	3,4	0,5	434	406	2,9	3,0	43,2	44,8	1,04
Nouvelle-Écosse	1 532	1 437	6,7	6,7	3,1	1 085	960	7,2	7,0	29,2	33,2	1,14
Nouveau-Brunswick	1 426	1 327	6,3	6,2	2,5	958	818	6,4	6,0	32,8	38,4	1,17
Québec	4 065	3 859	17,8	18,0	23,4	2 845	2 658	18,9	19,4	30,0	31,1	1,04
Ontario	6 020	5 618	26,4	26,2	37,7	3 762	3 455	25,1	25,4	37,5	38,5	1,03
Manitoba	1 789	1 673	7,8	7,8	4,2	1 114	989	7,4	7,2	37,7	40,9	1,08
Saskatchewan	1 878	1 782	8,2	8,3	3,9	1 257	1 130	8,4	8,3	33,1	36,6	1,11
Alberta	2 185	2 069	9,5	9,6	10,5	1 420	1 392	9,5	10,2	35,0	32,7	0,93
Colombie-Britannique	1 940	1 779	8,5	8,3	12,5	1 284	1 150	8,6	8,4	33,8	35,4	1,04
Total	22 831	21 455				15 005	13 687			34,3	36,2	1,06

Remarques :
1. Les résultats touchant le « fichier principal » de l'ELNEJ sont tirés de Statistique Canada (2000, 2001).
2. Les résultats touchant les données du recensement de 1996 sont tirés de Statistique Canada (1998).
3. Les autres résultats sont tirés du « fichier commun » de l'ELNEJ.

Selon la documentation sur l'ELNEJ diffusée par Statistique Canada à l'automne 2001, des poids sont prévus pour tenir compte de ces facteurs. On y explique que « la stratégie de pondération de l'ELNEJ est fondée sur une série de corrections en cascade appliquées à un poids de base (ou de départ); conceptuellement, le poids de base utilisé pour chaque enfant est environ égal à l'inverse de la probabilité de sélection de l'enfant » [traduction] (Statistique Canada, 2001). Un deuxième facteur de correction tient compte de la non-réponse par rapport à l'échantillon de départ. Une troisième correction est fondée sur la méthode des groupes de réponses homogènes. Il s'agit de tenter de regrouper les individus affichant la même propension à répondre. Ces groupes sont formés au moyen des caractéristiques de chaque enfant signalées au cycle 1 (Statistique Canada, 2001); cela permet de générer un autre facteur de correction. Enfin, une autre pondération est appliquée pour assurer l'uniformité entre les estimations de l'enquête et les caractéristiques démographiques connues, selon la province, le sexe et l'âge. Bien que l'on n'en parle pas dans Statistique Canada (2001), un autre facteur de pondération est appliqué pour tenir compte des différences de taux d'érosion observées dans les fichiers principal et commun.

Comme ces poids sont disponibles, la question clé est de savoir s'ils permettent d'éliminer entièrement tout biais d'érosion important. Nous avons adopté l'approche qui suit pour tenter de répondre à cette question. Nous prenons l'échantillon d'enfants interviewés au cycle 1. Ces derniers se divisent ensuite en deux groupes, ceux qui ne font plus partie de l'échantillon et ceux qui y demeurent. Comme l'expliquent Fitzgerald, Gottschalk et Moffitt (1998) et Alderman et al. (2000), si les méthodes de pondération décrites ci-haut permettent d'éliminer toutes les sources de biais d'érosion, il ne devrait y avoir aucune différence statistiquement significative des caractéristiques des enfants des deux groupes. Les tableaux A2, A3 et A4 donnent des détails sur la question dans le contexte de la province de résidence, et des caractéristiques du ménage et de l'enfant respectivement.

Tableau A2
Province de résidence des enfants n'ayant participé qu'au cycle 1 et des enfants ayant participé aux cycles 1 et 3

Province	Proportion d'enfants de moins de 15 ans, recensement de 1996	Proportion d'enfants ayant participé au cycle 1 seulement, fichier commun	Proportion d'enfants ayant participé aux cycles 1 et 3, fichier commun	Statistique T sur les différences de proportions
Terre-Neuve	1,9	1,7	1,9	0,97
Île-du-Prince-Édouard	0,5	0,6	0,5	0,54
Nouvelle-Écosse	3,1	2,9	3,1	0,48
Nouveau-Brunswick	2,5	2,5	2,5	0,22
Québec	23,4	18,4	23,8	8,63**
Ontario	37,7	42,6	38,0	6,30**
Manitoba	4,2	4,1	3,9	0,73
Saskatchewan	3,9	3,6	3,7	0,19
Alberta	10,5	10,1	10,6	1,13
Colombie-Britannique	12,5	13,5	12,1	2,67**

Remarques :
1. Les résultats touchant les données du recensement de 1996 sont tirés de Statistique Canada (1998).
2. Les autres résultats sont tirés du « fichier commun » de l'ELNEJ.
3. La proportion d'enfants ayant participé seulement au cycle 1 est pondérée au moyen des poids transversaux du cycle 1.
4. La proportion d'enfants ayant participé aux cycles 1 et 3 est pondérée au moyen des poids longitudinaux du cycle 3.
5. ** Statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %.

Tableau A3
Caractéristiques du ménage mesurées au cycle 1, pour les enfants n'ayant participé qu'au cycle 1 et pour les enfants ayant participé aux cycles 1 et 3

Caractéristique du ménage	Valeur moyenne pour les enfants n'ayant participé qu'au cycle 1, fichier commun	Valeur moyenne pour les enfants ayant participé aux cycles 1 et 3, fichier commun	Statistique T sur les différences de proportions
Parent seul	17,5 %	15,3 %	4,07**
La PCM est une femme	87,7 %	92,5 %	11,16**
La PCM n'a pas terminé ses études secondaires	18,0 %	16,4 %	2,84**
La PCM a terminé ses études secondaires	44,8 %	47,0 %	2,87**
La PCM possède un certificat/diplôme	19,8 %	20,6 %	1,35
La PCM possède un diplôme universitaire	17,4 %	16,0 %	2,46**
La PCM a travaillé pendant les 12 derniers mois	67,3 %	70,6 %	4,83**
La PCM n'a pas travaillé pendant les 12 derniers mois	32,8 %	29,4 %	4,93**
Revenu du ménage, par équivalent adulte	17 549	18 235	3,64**
Le ménage est pauvre	30,7 %	26,4 %	6,41**
Nombre total de frères et sœurs	1,5	1,3	13,09**
Taille du ménage	4,5	4,3	9,20**
Propriétaire de son logement	68,8	71,9	4,50**

Remarques :
1. Les résultats sont tirés du « fichier commun » de l'ELNEJ.
2. La proportion d'enfants ayant participé seulement au cycle 1 est pondérée au moyen des poids transversaux du cycle 1.
3. La proportion d'enfants ayant participé aux cycles 1 et 3 est pondérée au moyen des poids longitudinaux du cycle 3.
4. ** Statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %.

Tableau A4
Caractéristiques de l'enfant mesurées au cycle 1, pour les enfants n'ayant participé qu'au cycle 1 et pour les enfants ayant participé aux cycles 1 et 3

Caractéristique de l'enfant	Valeur moyenne pour les enfants n'ayant participé qu'au cycle 1, fichier commun	Valeur moyenne pour les enfants ayant participé aux cycles 1 et 3, fichier commun	Statistique T sur les différences de proportions
Tous les enfants			
Âge	5,8	5,6	4,02**
Fille	48,9 %	48,7 %	0,27
Enfants de 0 à 2 ans			
Poids à la naissance	3 400	3 392	0,45
Poids insuffisant à la naissance	4,6 %	6,3 %	2,45**
Limitation d'activités	3,1 %	2,4 %	1,48
Allaitement	74,9 %	75,2 %	0,19
Enfants de 4 et 5 ans			
Score à l'EVIP (normalisé)	98,2	99,6	2,35**
Enfants de 7 à 9 ans			
Score en mathématiques (normalisé)	374,9	373,4	0,33
Enfants de 11 ans			
Score en mathématiques (normalisé)	492,2	505,7	2,72**

Remarques :
1. Les résultats sont tirés du « fichier commun » de l'ELNEJ.
2. La proportion d'enfants ayant participé seulement au cycle 1 est pondérée au moyen des poids transversaux du cycle 1.
3. La proportion d'enfants ayant participé aux cycles 1 et 3 est pondérée au moyen des poids longitudinaux du cycle 3.
4. ** Statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %.

Le tableau A2 porte sur la répartition des enfants entre les provinces. Les données présentées dans la colonne « proportion d'enfants ayant participé au cycle 1 seulement » sont pondérées au moyen des poids transversaux appliqués aux données du cycle 1. Les données présentées dans la colonne « proportion d'enfants ayant participé aux cycles 1 et 3 » sont pondérées au moyen de la méthode décrite ci-haut. À titre de référence, nous avons également inclus les proportions d'enfants de moins de 15 ans, selon le recensement de 1996 (Statistique Canada, 1999). Les trois proportions sont à peu près égales dans les quatre provinces de l'Atlantique, tout comme dans les trois provinces des Prairies. Toutefois, même avec la pondération, il reste des différences significatives en Ontario et au Québec. On relève également une différence statistiquement significative en Colombie-Britannique, quoique d'ampleur plus faible. On remarque plus particulièrement que les enfants qui ont disparu du fichier commun après le cycle 1 semblent provenir de l'Ontario dans une mesure disproportionnée.

Le tableau A3 présente des données pour certaines caractéristiques du ménage pour les enfants n'ayant participé qu'au cycle 1 et ceux ayant participé aux cycles 1 et 3. Même après la pondération de ces données, on observe que les enfants sont moins susceptibles de continuer de participer à l'ELNEJ s'ils font partie d'une famille monoparentale, si la personne qui les connaît le mieux (PCM) est un homme, si la PCM n'a pas terminé ses

études secondaires ou détient un diplôme universitaire, si la PCM n'a pas eu d'emploi pendant les 12 mois précédents et si l'enfant provient d'un ménage considéré pauvre. Ils sont plus susceptibles de continuer de participer à l'enquête si la PCM détient un diplôme d'études secondaires, si elle a travaillé au cours des 12 mois précédents et si l'habitation appartient à ses résidents. Les enfants provenant de familles plus grandes ou ayant davantage de frères et sœurs sont moins susceptibles de continuer de participer à l'enquête. Ceux qui proviennent de ménages disposant d'un revenu plus élevé, rajusté selon les échelles d'équivalence normalisées de l'OCDE, sont plus susceptibles de continuer de participer.

Au tableau A4, on examine si les résultats observés au cycle 1 diffèrent entre les enfants qui cessent de participer à l'ELNEJ et ceux qui continuent. Ici aussi, les chiffres présentés sont fondés sur des données pondérées. Pour les enfants âgés de 0 à 2 ans, on remarque que ceux dont le poids à la naissance était insuffisant (inférieur à 2 500 grammes) sont légèrement plus susceptibles de rester dans l'échantillon. Les enfants de 4 et 5 ans et de 11 ans sont plus susceptibles de demeurer dans l'échantillon si, en moyenne, ils obtiennent des scores plus élevés à l'EVIP et au test de mathématiques respectivement. Toutefois, bien que ces différences soient statistiquement significatives, leur ampleur est assez faible.

Comme on continue d'observer certaines différences de caractéristiques malgré la pondération, il est utile de pousser plus loin notre examen de l'ampleur de ce biais éventuel. Nous avons de nouveau utilisé la méthode exposée dans Fitzgerald, Gottschalk et Moffitt (1998) et Alderman et al. (2000) pour faire une estimation d'une régression des probits. La variable dépendante égale un si l'enfant a participé aux cycles 1 et 3 et 0 s'il n'a participé qu'au cycle 1. Nous sommes particulièrement intéressés à déterminer si les premiers résultats, tels que les scores à la première série de tests normalisés, sont liés à des différences sur le plan des probabilités d'érosion.

Le tableau A5 présente certains résultats de cette démarche. Nous mettons l'accent sur deux séries de variables explicatives pouvant avoir un effet sur l'érosion, soit les résultats de départ et le revenu du ménage. Ces régressions tiennent compte d'un vaste éventail d'autres caractéristiques du ménage, y compris le lieu, ainsi que de caractéristiques de la personne connaissant le mieux l'enfant (âge, sexe, scolarité, emploi). Étonnamment, contrairement aux résultats de l'analyse à une variable présentés précédemment, dans un contexte multivarié, aucune de ces caractéristiques n'a d'effet systématique sur la probabilité d'érosion. Si la comparaison des revenus moyens laissait supposer que les enfants provenant de ménages plus pauvres étaient moins susceptibles de continuer de participer à l'enquête, cette constatation ne tient plus dans l'analyse multivariée. Dans le cas des enfants plus âgés, les résultats de départ n'ont aucune incidence sur la probabilité que l'enfant demeure dans l'échantillon, mais il n'en va pas de même pour les enfants plus jeunes.

Tableau A5
Certains résultats des probits quant à la probabilité d'érosion

	Enfants de 0 à 2 ans	Enfants de 4 et 5 ans	Enfants de 7 et 9 ans	Enfants de 11 ans
Poids insuffisant à la naissance	0,238 (0,092)**			
Score à l'EVIP normalisé		0,003 (0,0015)**		
Score en mathématiques normalisé			-0,0004 (0,0006)	0,001 (0,0008)
Revenu du ménage, par équivalent adulte (milliers de dollars)	0,006 (0,003)	-0,006 (0,000)	0,003 (0,007)	-0,005 (0,00001)
Revenu quadratique du ménage par équivalent adulte (milliers de dollars)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)

Remarques :
1. Les résultats sont tirés du « fichier commun » de l'ELNEJ.
2. La proportion d'enfants ayant participé seulement au cycle 1 est pondérée au moyen des poids transversaux du cycle 1.
3. La proportion d'enfants ayant participé aux cycles 1 et 3 est pondérée au moyen des poids longitudinaux du cycle 3.
4. ** Statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %.
5. Les variables explicatives incluses, mais pour lesquelles on ne présente pas de données sont les suivantes : province de résidence, caractéristiques de la PCM (âge, sexe, scolarité et emploi), ainsi que certaines caractéristiques du ménage (nombre de frères et sœurs, ménage propriétaire de son logement ou non).

Ainsi, notre dernière étape consiste à examiner l'ampleur de l'effet de ces résultats de départ sur l'érosion. À cette fin, nous définissons un « cas de base » pour chaque groupe d'âge, pour lequel nous prédisons la probabilité de continuer de participer à l'enquête d'après les coefficients générés par les probits, les variables continues étant fixées à leur valeur moyenne et les variables nominales à zéro. Nous estimons de nouveau ensuite ces probabilités après avoir augmenté de 10 % chaque résultat. Nous obtenons ainsi les chiffres suivants :

	Probabilité de continuer de participer à l'ELNEJ
Enfants de 0 à 2 ans	
Probabilité du cas de base	0,652
Poids insuffisant à la naissance	0,736
Enfants de 4 et 5 ans	
Probabilité du cas de base	0,657
Augmentation du score moyen à l'EVIP de 10 %	0,668
(Remarque : Coefficient non statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %.)	
Enfants de 7 et 9 ans	
Probabilité du cas de base	0,597
Augmentation du score moyen en mathématiques de 10 %	0,591
(Remarque : Coefficient non statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %.)	
Enfants de 11 ans	
Probabilité du cas de base	0,500
Augmentation du score moyen en mathématiques de 10 %	0,527
(Remarque : Coefficient non statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %.)	

Nous pouvons tirer les conclusions suivantes à partir de ces chiffres:

- Il s'est produit une réduction considérable de la taille de l'échantillon disponible pour analyse entre les cycles 1 et 3. En moyenne, il reste moins des deux tiers de l'échantillon de départ.
- Le taux d'érosion du fichier commun est plus élevé que celui du fichier principal.
- Même après avoir appliqué les poids permettant de tenir compte de la distribution d'échantillonnage de l'ELNEJ et des taux d'érosion selon les caractéristiques, il demeure des différences significatives entre les caractéristiques des enfants, et celles de leurs familles, qui continuent de participer à l'ELNEJ et ceux qui n'ont participé qu'au premier cycle.
- Toutefois, l'analyse multivariée révèle que ces différences n'ont soit aucune signification statistique ou sont d'ampleur minime. La seule différence marquée qui persiste est que les enfants dont le poids à la naissance était insuffisant affichent une probabilité significativement plus élevée de continuer de participer à l'ELNEJ.

Bibliographie

Alderman, H., J. Behrman, V. Lavy et R. Menon. « Child health and school enrollment: A longitudinal analysis », *Journal of Human Resources* (2001). Sous presse.

Alderman, H., J. Behrman, H. Kohler, J. Maluccio et S. Watkins. *Attrition in longitudinal household survey data: Some tests for three developing country samples*, Banque mondiale, Washington (D.C.), 2000. Polycopie.

Baker, Paula, Canada Keck, Frank Mott et Stephen Quinlan. *NLSY child Handbook – Revised Edition – A Guide to the 1986 – 1990 National Longitudinal Survey of Youth Child Data*, Center for Human Resource Research, The Ohio State University, Columbus (OH), 1993.

Becker, Gary et Nigel Tomes. « Human capital and the rise and fall of families », *Journal of Labor Economics,* vol. 4, n° 3, partie 2 (juillet 1986), p. S1-S39.

Becketti, S., W. Gould, L. Lillard et F. Welch. « The panel study of income dynamics after fourteen years: An evaluation », *Journal of Labor Economics*, vol. 6 (1988), p. 472-492.

Behrman, J. « The impact of health and nutrition on education », *World Bank Research Observer*, vol. 11 (1996), p. 23-37.

Behrman, J. « Intrahousehold distribution and the family », dans *Handbook of Population and family economics*, sous la direction de M. Rosenzweig et O. Stark, Amsterdam, North Holland, 1997.

Blau, David M. « The Effects of Income on Child Health and Development », *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 2 (1999), p. 261-276.

Bound, J., D. Jaeger et R. Baker. « Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variables is weak », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90 (1995), p. 443-450.

Boyle, Michael et Ellen Lipman. *Le lieu a-t-il de l'importance? Une analyse hétérarchique des écarts attribuables à des considérations géographiques sur le comportement des enfants au Canada*, Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, document de travail, 1998.

Bronfenbrenner, Urie. « Ecological Systems Theory », *Annals of Child Development,* vol. 6 (1989), p. 187-249.

Cadman, D., M.H. Boyle, D.R. Offord, P. Szatmar, N.I. Rae-Grant, J. Crawford, J. Byles. « Chronic illness and functional limitation in Ontario children: findings of the Ontario Child Health Study », *Journal de l'Association médicale canadienne*, vol. 135 (1986), p. 761-767.

Curtis, Lori, Martin Dooley, Ellen Lipman et David Feeny. « The Role of Permanent Income and Family Structure in the Determination of Child Health in the Ontario Child Health Study », *Journal of Health Economics*, vol. 10, n° 4 (2001), p. 287-302.

Curtis, Lori et Shelley Phipps. *Economic Resources and Children's health and Success at School: an Analysis with the National Longitudinal Survey of Children and Youth*, Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, Document de travail n° W-01-1-4F, 2000.

Danziger, Sheldon et Jane Waldfogel. *Investing in Children: What Do We Know? What Should We Do?*, London School of Economics, Centre for Analysis of Social Exclusion, Document n° 34, 2000.

Davidson, R. et J. MacKinnon. *Estimation and inference in econometrics*, New York, Oxford University Press, 1993.

Deaton, D. *The analysis of household surveys*, Baltimore, Johns Hopkins University Press, 1997.

Dooley, M.D., E.L. Lipman. « Child psychiatric disorders and poor school performance: the roles of family type, maternal market work and low income », dans *Towards the XXIst Century: Emerging Sociodemographic Trends and Policy Issues in Canada*, actes d'un symposium de la Fédération canadienne de démographie, 1996.

Dooley, M.D., Lori Curtis, Ellen Lipman et David Feeny. « Troubles psychiatriques, piètre réussite scolaire et problèmes sociaux chez l'enfant : rôles de la structure familiale et de la faiblesse du revenu », Cycle 1 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, dans *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*, sous la direction de Miles Corak, Statistique Canada, 1998a.

Dooley, M.D. et Lori Curtis. *The Role of Income, Family Structure and Parental Market Work in the Determination of Child Health in the National Longitudinal Survey of Children and Youth*, document de travail du Canadian International Labour Network, Université McMaster, 1998b.

Dooley, Martin, Ellen Lipman et Dan Offord. *Consumption Indicators, Family Income and Child Outcomes*, document présenté dans le cadre des réunions de 2001 de l'Association canadienne d'économique, Montréal, 2001.

Duncan, G.J. et J. Brooks-Gunn (dir.). *Consequences of Growing Up Poor*, New York, Russell Sage Foundation, 1997.

Duncan, G.J., W. Jean Yeung, J. Brooks-Gunn et J. R. Smith. « How Much Does Childhood Poverty Affect the Life Chances of Children? », *American Sociological Review*, vol. 63 (juin 1998), p. 406-423.

Duncan, G.J., J. Brooks-Gunn et P.K. Klebanov . « Economic deprivation and early childhood development », *Child Development*, vol. 65 (1994), p. 296-318.

Fitzgerald, J., P. Gottschalk et R. Moffitt. « An analysis of sample attrition in panel data », *Journal of Human Resources*, vol. 33 (1998), p. 251-299.

Glewwe, P., H. Jacoby et E. King. « Early childhood nutrition and academic achievement: A longitudinal analysis », *Journal of Public Economics* (2001). Sous presse.

Haveman, Robert et Barbara Wolfe. « The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings », *Journal of Economic Literature*, vol. 33 (décembre 1995), p. 1829-1878.

Huber, P. « The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Non-Standard Conditions », dans *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics and Probability*, Berkeley, University of California Press, 1967.

Hertzman, Clyde. « À la défense d'une stratégie de développement des jeunes enfants », *ISUMA: Revue canadienne de recherche sur les politiques*, vol. 1, n° 2 (2000), p. 11-18.

Janus, Magdalena et Dan Offord. « La capacité d'apprentissage à l'école », *ISUMA: Revue canadienne de recherche sur les politiques*, vol. 1, n° 2 (2000), p. 71-75.

Jencks, Christopher et Susan Mayer. « The Social Consequences of Growing Up in a Poor Neighbourhood », dans *Inner City Poverty in the United States*, sous la direction de Laurence Lynn, Jr. et Michael G.H. McGeary, Oxford, University Press, 1990.

Kohen, Dafna, C. Hertzman et J. Brooks-Gunn. *Les influences du quartier sur la maturité scolaire de l'enfant*, Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, document de travail, 1998.

Jenkins, Jenny et Daniel Keating. *Les risques et la résistance chez les enfants de six et de dix ans*, Document de travail n° W-98-23F, Ottawa, Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, 1998.

Knighton, T., J. Claveau, G. Laflamme et S. Michaud. *Cycle 3 response rate report*, document de recherche de l'ELNEJ, Statistique Canada, 2000.

Kohen, Dafna, C. Hertzman et Michele Wiens. *Changements de milieu et compétences des enfants*, Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, document de travail, 1998.

Kohen, Dafna, Clyde Hertzman, Jeanne Brooks-Gunn, Barry Foer et Miriam Linver. *Effects of Unemployment and Economic Instability on Parents and Children*, ébauche, 2000.

Korenman, Sanders, Janet Miller et John Sjaastad. « Long-term Poverty and Child Development in the United States: Results from the NLSY », *Children and Youth Services Review*, vol. 17, n° 1-2 (1995), p. 127-155.

Landy, Sarah et Kowk Kwan Tam. *Comprendre l'incidence de facteurs de risque multiples sur le développement de l'enfant à divers âges*, Document de travail n° W-98-22F, Ottawa, Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, 1998.

Laroche, Mireille. « Mouvements en dessous et au-dessus du seuil de faible revenu », *Tendances sociales canadiennes*, n° 50, p. 20-24, 1998.

Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan. *Effects of Parental Work on Developmental Outcomes of Young Children*, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal, document de travail, 1998.

Lipman, E.L. et D.R. Offord. « Les enfants défavorisés », dans *Guide canadien de médecine clinique préventive*, Groupe d'étude canadien sur l'examen médical périodique, Ottawa (Ontario), ministère des Approvisionnements et Services Canada, n° au catalogue H21-117/1994F, p. 356-368, 1994.

Lipman, E.L. et D.R. Offord. « Psychosocial morbidity among poor children in Ontario », dans *Growing Up Poor*, sous la direction de G. Duncan et J. Brooks-Gunn, New York, Russell Sage Foundation, 1997.

Lipman, E.L., D.R. Offord et M.H. Boyle. « Economic disadvantage and child psychosocial morbidity », *Journal de l'Association médicale canadienne*, vol. 151 (1994), p. 431-437.

Mayer, Susan. *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*, Cambridge, Harvard University Press, 1997.

McCubbin, et. al. « Family Stress, Coping, and Social Support: A Decade Review », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 42, n° 4 (1980), p. 855-871.

McLanahan, S. et G. Sandefur. *Growing up with a single parent*, Cambridge (MA), Harvard University Press, 1994.

Mustard, Fraser, Margaret Norrie McCain et Jane Bertrand. « Changer les convictions pour changer les politiques : L'Étude sur la petite enfance », *ISUMA: Revue canadienne de recherche sur les politiques*, vol. 1, n° 2 (2000), p. 76-79.

Offord, D.R., M.H. Boyle et B.R. Jones. « Psychiatric disorder and poor school performance among welfare children in Ontario », *Revue canadienne de psychiatrie*, vol. 32 (1987), p. 518-525.

Phipps, Shelley. « Innis Lecture : Economics and the Well-Being of Canadian Children », *Revue canadienne d'économique*, 1999a.

Phipps, Shelley A. *An International Comparison of Policies and Outcomes for Young Children*, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, Étude n° F/05, Ottawa, Renouf Publishing Company, 1999b.

Phipps, Shelley. « The Well-being of Young Canadian Children in International Perspective: A Functionings Approach », *The Review of Income and Wealth*, série 48, n° 2 (2002), p. 493-515.

Picot, G., M. Zyblock, W. Pyper. *Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce?*, Document de recherche n° 132, Statistique Canada, Direction des études analytiques, 1999.

Ross, David et Paul Roberts. *Le bien-être de l'enfant et le revenu familial : Un nouveau regard au débat sur la pauvreté*, Ottawa, Conseil canadien de développement social, 1999.

Ross, David, Paul Roberts et Katherine Scott. *Facteurs médiateurs influant sur les résultats du développement des enfants de familles monoparentales*, Document de travail n° W-98-8F, Ottawa, Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, 1998.

Ross, David, Paul Roberts et Katherine Scott. « Le bien-être de l'enfant et le revenu familial », *ISUMA*, vol. 1, n° 2 (automne 2000), p. 51-54.

Ryan, Bruce A. et Gerald R. Adams. *Relations familiales et succès scolaire des enfants : données de l'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes*, Document de travail n° W-98-13F, Ottawa, Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, 1998.

Seltzer, Judith. « Consequences of marital dissolution for children », *Annual Review of Sociology*, vol. 20 (1994), p. 235-266.

Shorrocks, A. « The measurement of mobility », *Econometrica*, vol. 46, n° 5 (1978), p. 1013-1024.

Smith, Judith, Jeanne Brooks-Gunn et Pamela Klebanov. « Consequences of Growing Up Poor for Young Children », dans *Consequences of Growing Up Poor*, sous la direction de G. Duncan et J. Brooks-Gunn, New York, Russell Sage Foundation, 1997.

Statistique Canada. *Statistiques démographiques annuelles 1998*, n° au catalogue 91-213-XIB, 1999a.

Statistique Canada. *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes – Cycle 2, 1996-1997, Manuel de l'utilisateur*, 1999b.

Statistique Canada. *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes : Aperçu du matériel d'enquête pour la collecte des données de 1998-1999 – Cycle 3*, 2000.

Statistique Canada. *National Longitudinal Survey of Children and Youth – Cycle 3, 1998-1999, Primary Users Guide*, 2001.

White, H. « A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroscedasticity », *Econometrica*, vol. 48 (1980), p. 817-838.